

CELADE

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA

Distribución interna

William Brass

y

Ansley J. Coale

5343

Serie D, N° 63.
Octubre, 1970.
250.

MÉTODOS DE ANÁLISIS Y ESTIMACIÓN
(Traducción del capítulo 3 de
The Demography of Tropical Africa,
Princeton, Princeton University Press, 1968)

BIBLIOTECA "GIORGIO NORTARA"
CENTRO LATINOAMERICANO
DE DEMOGRAFIA

Las opiniones y datos que figuran en este trabajo son responsabilidad del autor, sin que el Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE) sea necesariamente partícipe de ellos.

I N D I C E

	<u>Página</u>
Estimaciones de la fecundidad según información proveniente de encuestas sobre nacimientos y sobre niños nacidos vivos	2
La comparación de la paridez media (promedio de hijos nacidos vivos) con el valor medio de la fecundidad actual acumulada	4
La exactitud del procedimiento para estimar F_i	7
Cálculo ilustrativo de la fecundidad con datos sintéticos	10
Efectos de los errores en los datos o en los supuestos.	12
Estimaciones de la mortalidad infantil y juvenil según datos de encuestas sobre la supervivencia de hijos nacidos vivos	17
La estimación de la mortalidad juvenil	18
Cómo se desarrollaron los multiplicadores para estimar $q(a)$	22
Comparación de factores de multiplicación exactos y estimados	25
La fecundidad variable y las estimaciones de Brass de la mortalidad infantil y juvenil	28
Tasas de mortalidad variables y las estimaciones de Brass de la mortalidad juvenil	29
Las estimaciones de Brass de la mortalidad y la tendencia a declarar en forma incompleta el número de niños nacidos vivos	29
Las estimaciones de Brass de la mortalidad y el error en la declaración de la edad	31
Las estimaciones de Brass de la mortalidad y las fuerzas selectivas que afectan a la proporción fallecida entre los niños nacidos vivos	31
Sesgo global en las estimaciones de la mortalidad por el método de Brass	32
Ejemplo del uso de las tablas	33

	<u>Página</u>
Estimación según tablas modelo de vida y poblaciones estables	34
Los dos tipos de tablas modelo de vida	35
Las tablas modelo de vida y poblaciones estables de Coale-Demeny. Cálculo y uso	38
Las tablas modelo de vida y poblaciones estables de Brass	41
La naturaleza de la transformación logito lineal de una tabla de vida típica	42
La importancia de la tabla típica de vida en la transformación logito lineal	44
Procedimiento para usar la transformación logito de la tabla de vida "típica africana"	48
Verificación de las estimaciones de mortalidad, fecundidad, y composición por edad	49
El procedimiento de Brass para verificar las distribuciones por edad estables e informadas	51
APENDICE A	55
APENDICE B	58

Indice de cuadros y gráficos

Cuadros

1. Factores de multiplicación para estimar el valor medio en los grupos quinquenales de edades de la fecundidad acumulada (F_i) de acuerdo a la fórmula $F_i = \phi_i + k_i f_i$	6
2. Comparación de la fecundidad cumulativa media estimada (F) y los números contruidos de hijos nacidos vivos por mujer (P)	9
3. Ejemplos de razones P/F computadas según los registros censales africanos	10
4. Ejemplo para ilustrar el método de la razón P/F para estimar el nivel de fecundidad	11
5. Ilustración del efecto de los errores de edad sobre las razones P/F	14
6. Factores de multiplicación para estimar la proporción de hijos nacidos vivos que mueren en la edad a, $q(a)$, según la proporción fallecida entre los hijos nacidos vivos a las mujeres de 15-20, 20-25, etc.	21

<u>Cuadros</u>	<u>Página</u>
7 $q(a)$ en cuatro tablas modelo de vida del Oeste como un múltiplo de $q_s(a)$	26
8 $q(a)$ en cuatro tablas modelo de vida del Sur como un múltiplo de $q_s(a)$	26
9 Comparación de factores de multiplicación derivados de patrones de mortalidad típicos (S) y africanos (A)	27
10 Valores de α y de β en el logito $p(a) = \alpha + \beta \log_{10} p_s(a)$ para las tablas modelo de vida del Norte, del Sur, del Este y del Oeste (mujeres), diversos niveles de e_0 , tabla de vida con $e_0 = 50$ que sirve de $p_s(a)$	47
11 Proporción que sobrevive, $p_s(a)$, y logitos correspondientes en edades especificadas de la tabla de vida típica africana	47
 <u>Gráficos</u>	
1 Factores que determinan d_{25} , la proporción fallecida entre los hijos nacidos vivos a las mujeres a la edad exacta de 25 años: $c_{25}(a)$, la distribución por edad de los hijos nacidos vivos a las mujeres de 25 años de edad, y $q(a)$, la proporción fallecida en la edad a conforme a los riesgos de mortalidad prevalecientes	19
2 Distribuciones por edad de los hijos nacidos vivos a las mujeres, para las madres de 20-25 [$C_2(a)$] a 45-50 [$C_7(a)$]	23
3 Proporción fallecida en la edad a según la tabla de vida actual, $q(a)$, (modelo del Oeste, mujeres, $e_0 = 52,5$), y de acuerdo a los riesgos experimentados por cada cohorte cuando e_0 ha estado subiendo en 0,92 años por año, $q'(a)$	30
4 Proporción que sobrevive hasta la edad a , $p(a)$, que se obtiene de la transformación $p(a) = \alpha + \beta \log_{10} p_s(a)$ para varios valores de α y de β	43
5 Logito $p(a)$ representado gráficamente frente al logito $p_s(a)$, cuando $p(a)$ es la tabla de vida modelo del Sur, mujeres, $e_0 = 20$ años, y $p_s(a)$ es alternativamente la tabla modelo del Oeste y del Sur, $e_0 = 50$ años	45
6 Tabla modelo de vida del Sur, mujeres $e_0 = 30$ años comparada con tablas de vida obtenidas por la transformación logito lineal de tablas modelo del Sur y del Oeste, $e_0 = 50$ años	46
7 República de Guinea, 1955: Diferencias de edades requeridas para que la distribución por edad estable cumulativa concuerde con la distribución registrada, y con distribuciones estables alternativas que se ajustan a los puntos extremos en la distribución registrada	52

La necesidad de escribir un libro largo que al final presenta poco más que estimaciones de fecundidad y de mortalidad para diversas zonas de Africa tropical tiene su origen en el tipo de información estadística con respecto a las poblaciones africanas. La fuente convencional de conocimientos exactos acerca de los nacimientos y muertes -el registro ininterrumpido y completo de estos sucesos- sencillamente no se encuentra en Africa, y no queda otra alternativa que intentar estimar el número de sucesos (y su incidencia según la edad de la madre y según la edad y el sexo de la persona fallecida) con una evidencia menos directa. La evidencia indirecta es principalmente de dos clases: 1) evidencia sobre la composición por edad y sexo de la población proveniente de un censo o de una encuesta demográfica, a veces complementada por la indicación de la tasa de crecimiento natural según dos enumeraciones de la misma población y 2) evidencia sobre la fecundidad y mortalidad según las respuestas a las preguntas sobre los hijos nacidos vivos a las mujeres más el número de los que sobreviven y según las respuestas a las preguntas sobre los nacimientos y muertes ocurridos durante el año anterior al censo o encuesta.

Incluso cuando esta evidencia proporciona aparentemente los datos deseados, v.g. cuando las encuestas dan los nacimientos y muertes durante el año anterior por edad, no puede aceptarse al pie de la letra sin una evaluación crítica. Los empadronados por lo general cometen errores acerca de la duración del año (o de otro período de referencia) para el cual se informarán los sucesos, y entre las poblaciones en su mayoría analfabetas de Africa tropical por lo general ha resultado imposible obtener un registro exacto de la edad. Siendo así, el esfuerzo principal de investigación que fundamenta este libro es la invención, adaptación y aplicación de métodos para extraer las mejores estimaciones que se puedan obtener de la fecundidad y mortalidad según datos que son indirectos, imprecisos o ambos. Los procedimientos empleados fueron diferentes de una población a otra a causa de las diferencias en el tipo de censos y de encuestas en las diversas zonas. Los métodos específicos de análisis empleados en cada zona se describen en los capítulos que dan los resultados detallados para la zona, pero en este proyecto se emplearon tres métodos principales de análisis y de estimación con la suficiente extensión para justificar este capítulo aparte para su descripción.

Los tres métodos empleados extensivamente son 1) la estimación de la fecundidad según el análisis combinado de la información sobre nacimientos en el año anterior a la encuesta y sobre los hijos nacidos vivos a las mujeres en edad de reproducción; 2) la estimación de la mortalidad en la infancia y niñez según información sobre los hijos nacidos vivos y los hijos supervivientes; y 3) la estimación de la fecundidad, mortalidad y distribuciones ajustadas por edad según una variedad de datos mediante el uso de tablas modelo de vida y poblaciones estables. Los primeros dos métodos fueron deducidos por William Brass. Los métodos de Brass descritos en este capítulo (y en mayor detalle en el capítulo sobre las zonas analizadas por Brass) fueron desarrollados en la Oficina de Investigación de Población para su aplicación específica a las poblaciones africanas,

aunque representan la culminación de trabajos anteriores. 1/ Las tablas modelo de vida y poblaciones estables ideadas por Ansley J. Coale y Paul Demeny son el resultado de un trabajo preliminar a lo largo de varios años realizado por Coale con la colaboración de Erna Harm; los cálculos electrónicos masivos de las tablas modelo de Paul Demeny fueron realizadas para posibilitar el uso fácil de las técnicas demográficas de las tablas modelo de vida con datos africanos. Durante casi dos años esta extensa colección de tablas modelo fue dedicada casi exclusivamente a este proyecto de investigación; sólo existían dos copias a mimeógrafo de las tablas. No obstante, estas tablas (que ascienden a casi 5 000) han sido publicadas ahora separadamente, y por lo tanto la discusión que se hará de ellas más adelante en este capítulo no será muy detallada. 2/

Cabe un comentario final antes de comenzar la descripción de los métodos de Brass para el análisis de la fecundidad y la mortalidad. Un objetivo que se mantuvo constantemente al analizar la información para las diversas zonas consistió en comparar, donde era posible, las estimaciones obtenidas según tipos independientes de evidencia, y nuestra confianza en las estimaciones estuvo subordinada a la concordancia. Por lo tanto el rasgo de mayor confiabilidad de las estimaciones derivadas de los nacimientos comunicados más el número comunicado de niños nacidos vivos es que por lo general son consecuentes, tanto respecto al nivel para poblaciones enteras como respecto a la variación para los diferentes sub-grupos, con las estimaciones derivadas de la composición por edad.

Estimaciones de la fecundidad según información proveniente de encuestas sobre nacimientos y sobre niños nacidos vivos

En muchos censos y encuestas en Africa y en otras zonas sub-desarrolladas, se han recolectado dos tipos de datos sobre fecundidad. Los dos tipos de datos, ambos registrados por edad de la madre, son los nacimientos en un período actual y el número de hijos nacidos vivos a cada mujer. En esta sección discutiremos los métodos para analizar tales registros para obtener estimaciones plausibles del nivel de fecundidad aun cuando ambas series de datos estén sujetas a error.

La información sobre los nacimientos actuales se obtiene interrogando a las mujeres con respecto a si han tenido hijos en un breve período anterior al censo. En aras de la precisión, supondremos que el período será el más corriente de un año. Los métodos pueden extenderse sin dificultad a otros intervalos de tiempo. Las tasas de fecundidad por edades específicas se pueden obtener dividiendo el número de niños nacidos a las madres por el correspondiente total de mujeres en la población para cada grupo de edades. Las mediciones basadas en estas tasas específicas se denominarán "actuales", y los índices de fecundidad obtenidos del promedio de hijos nacidos en cualquier tiempo a las mujeres de cada edad se denominarán "retrospectivos".

1/ Brass, William, "The Derivation of Fertility and Reproduction Rates from Restricted Data on Reproductive Histories," Population Studies, Vol. 7, N° 2, noviembre de 1953; Brass, William, "The Estimation of Fertility Rates from Ratios of Total to First Births," Population Studies, Vol. 8, N° 1, julio de 1954; Brass, William, "The Estimation of Total Fertility Rates from Data for Primitive Communities," World Population Conference, Roma, 1954; Brass, William, "The Graduation of Fertility Distributions by Polynomial Functions," Population Studies, Vol. 4, N° 2, noviembre de 1960.

2/ Coale, Ansley J. y Demeny, Paul, Regional Model Life Tables and Stable Populations, Princeton University Press, 1966.

Los dos tipos de mediciones pueden usarse para descubrir errores y dejar un margen para ellos en los datos a causa de la relación lógica entre ellos. A medida que una cohorte de mujeres avanza en la vida el promedio de hijos nacidos vivos a cada edad exacta es igual al total acumulativo de las tasas de fecundidad por edades específicas hasta esa edad, si puede suponerse que las mujeres que fallecen tienen la misma fecundidad que las supervivientes. Si la fecundidad de la población es constante, las tasas por edades específicas de cada cohorte serán iguales que las "actuales" y se mantendrá la relación para todas las edades de las mujeres. Estos resultados teóricos serán aproximadamente aplicables a una población real si las tasas de fecundidad no han estado sometidas a una tendencia general marcada.

El promedio de hijos nacidos vivos por mujer a cada edad calculado según la información actual puede compararse con la información retrospectiva correspondiente. Si ambas series de índices concuerdan a todas las edades la evidencia en pro de su exactitud es bastante grande. Las aplicaciones del procedimiento a los registros de muchas poblaciones africanas han revelado discrepancias sistemáticas. Estas tienen un patrón que es consecuente con lo que se sabe sobre los errores en los registros de las encuestas de sucesos vitales. La tasa de fecundidad basada en las respuestas a una pregunta sobre los nacimientos ocurridos durante el año anterior al censo o encuesta con frecuencia está tan evidentemente errada que resulta inutilizable, principalmente porque el nivel es demasiado bajo pero a veces porque está notoriamente inflada. Por otra parte, los promedios comunicados de hijos nacidos vivos a menudo aumentan demasiado gradualmente con la edad de la madre, especialmente sobre los 30 ó 35 años, y disminuyen a edades que están más allá del período de reproducción; hay una probabilidad muy grande de que esto se deba a la omisión en los informes de una proporción creciente de los hijos nacidos a medida que aumenta la edad de las mujeres.

Las dos formas de datos pueden ser evidentemente deficientes pero el tipo de sus errores es diferente. A causa de esto se puede desarrollar una técnica para estimar la fecundidad total según las partes de las dos series de mediciones que probablemente son las más confiables. La técnica depende de las siguientes proposiciones:

1. La fuente más importante de error en el número recordado de nacimientos del año anterior al censo es la imprecisión del período de referencia. Los empadronados pueden comunicar sucesos que han ocurrido, como promedio, en los últimos ocho meses o (con una cultura diferente o una manera distinta de plantear las preguntas) en los últimos quince meses. Dificultades semejantes sobre los intervalos de tiempo en que se han hecho adquisiciones han ocurrido en encuestas retrospectivas de consumo en países desarrollados tales como Estados Unidos. Puede esperarse que se mantenga el mismo período medio de referencia, no obstante, para cada edad de la madre, particularmente en las encuestas de poblaciones analfabetas, en que el entrevistador trata de verificar la consecuencia de las respuestas. A menudo verá personalmente a los lactantes cuyos nacimientos están registrados y juzgará la validez de los informes según sus propias estimaciones de las edades de éstos. Cualquier parcialidad en su juicio (v.g., a causa de una tendencia a equiparar la edad del destete con un año aunque por lo general se produce mucho más tarde en las sociedades africanas) probablemente no se verá influida por la edad de la madre. La forma de la distribución de las fecundidades específicas actuales, v.g., las relaciones entre las tasas a las distintas edades, puede aceptarse plausiblemente como aproximadamente correcta, aunque el nivel pueda no serlo.

2. El número de hijos nacidos vivos es comunicado con una exactitud satisfactoria por las mujeres más jóvenes. Los sucesos que se les pide recordar a las mujeres jóvenes han ocurrido recientemente; el total de niños nacidos a cada una típicamente no es superior a dos o tres de modo que no se presentan las dificultades de contar una gran cantidad en una sociedad que no enumera; los niños vivos (y una proporción mayor de niños nacidos vivos a las madres más jóvenes sobrevivirá hasta la época del censo) a menudo estarán presentes en las entrevistas, y pocos serán omitidos porque han crecido y abandonado el hogar.

Sobre la base de estas proposiciones se ha desarrollado una técnica para estimar la fecundidad. El patrón de edades de las tasas de fecundidad que se obtiene de los informes de nacimientos actuales es aceptado, pero el nivel de fecundidad es estimado según el promedio de hijos nacidos vivos comunicados por las mujeres más jóvenes. En la aplicación del procedimiento el número de hijos nacidos vivos denotado por las tasas actuales se compara a cada edad con el valor retrospectivo observado. Las razones entre las mediciones retrospectivas y las mediciones actuales acumuladas para las mujeres jóvenes dan un factor que se aplica a las tasas de fecundidad actuales a todas las edades para ajustar la fecundidad al nivel requerido. También se pueden derivar tasas de fecundidad por edades específicas de los datos retrospectivos sobre los hijos nacidos vivos y compararlas con los valores actuales correspondientes, pero se prefiere el procedimiento de convertir la fecundidad actual en promedio de hijos nacidos vivos porque la acumulación tiende a disminuir los efectos de los pequeños errores e irregularidades en las observaciones.

La comparación de la paridez media (promedio de hijos nacidos vivos) con el valor medio de la fecundidad actual acumulada

Si se dispusiera de datos consecuentes sobre nacimientos por años individuales de edad los cálculos para hacer las comparaciones serían directos. Por lo general, no obstante, las tabulaciones son por grupos quinquenales de edades de las mujeres, típicamente 15-20, 20-25, etc., o porque los registros fueron recolectados de esta manera o porque se ha empleado la clasificación en grupos para disminuir los efectos de los errores de la edad, causados por la preferencia por los dígitos, etc., y por las fluctuaciones fortuitas de los números pequeños. También cabe observar que la experiencia de fecundidad actual es para edades alrededor de seis meses menores que las tabuladas. Este desplazamiento surge porque los nacimientos comunicados ocurrieron a lo largo del año anterior; como término medio las madres eran seis meses menores cuando dieron a luz que en la época del censo.

La tasa de fecundidad para un intervalo de edades es un valor medio por año. Estas tasas medias de fecundidad para los siete grupos quinquenales que efectivamente cubren el período de reproducción se designarán como f_i (en que $i=1,2,\dots,7$). La multiplicación por el número de años del intervalo da el promedio de nacimientos que se produciría entre las mujeres que pasan por el intervalo. La acumulación de los valores f (multiplicados por 5) del grupo más bajo de edades da el promedio de hijos nacidos vivos en los límites superiores de los intervalos. Por lo tanto, si los grupos de edades tabulados son de 15-20, 20-25 años, etc., las f acumuladas dan el promedio de hijos nacidos vivos a las edades exactas de 20, 25 años, etc., si se ha hecho la corrección por el desplazamiento de medio año, pero, en la situación más corriente en que esto no se ha hecho, a las edades exactas de $19\frac{1}{2}$, $24\frac{1}{2}$ años, etc.

Los informes retrospectivos del promedio de niños nacidos vivos por mujer para los mismos grupos quinquenales de edades se designarán por P_1, P_2 (o P_i en que $i=1,2, \dots, 7$) etc. Se elige la letra P porque los demógrafos se refieren al número de hijos que ha tenido una mujer como su "paridez". Así P_1 es la paridez media de las mujeres de 15-20, P_2 de las mujeres de 20-25, etc. Estas no son mediciones a edades exactas, sino que promedios en el grupo de edades. Con una fecundidad constante, el promedio de hijos nacidos vivos debe aumentar con la edad; el valor P para un intervalo de edades por lo tanto estará situado entre el promedio de hijos nacidos vivos a las edades exactas que forman los límites inferiores y superiores del intervalo. Por lo tanto, es necesario idear algún procedimiento para calcular según los valores f los valores medios correspondientes de la fecundidad acumulada para cada uno de los intervalos de edades. Las razones calculadas serán designadas como valores F , siendo F_1 el valor medio estimado de la fecundidad acumulada para las mujeres de 15-20, F_2 para las mujeres de 20-25, etc. (o F_i en que $i=1,2, \dots, 7$).

Si la fecundidad por edades específicas es constante en un intervalo, la fecundidad cumulativa aumentará linealmente con la edad y el promedio para el intervalo se hallará a medio camino entre los valores f acumulados en los límites inferior y superior. La fecundidad acumulada media estimada se obtendría entonces sumando dos y media veces la fecundidad para el intervalo a la fecundidad acumulada hasta el límite de edad inferior. Si hay un desplazamiento de medio año en los grupos de edades para las tasas actuales se puede tomar en cuenta sumando el número de hijos que hubiesen nacido en el medio año. Por lo tanto, para el intervalo i imo, en que ϕ_i es el total acumulado de $5f_1+5f_2$, etc. hasta $5f_{i-1}$, la estimación de la fecundidad cumulativa media del intervalo sería $\phi_i + 3,0f_i$.

El multiplicador de f_i en esta fórmula es exacto en el rango medio del período reproductivo, en que las tasas específicas varían poco con la edad, pero tiene un error mucho mayor en los extremos del rango de la reproductividad, en que la fecundidad cambia con rapidez. La inexactitud en las edades superiores no es importante para nuestros propósitos dado que f_i es entonces mucho más pequeña que el componente ϕ_i , que se conoce con exactitud. La estimación para el primer grupo de edades por lo general estará muy equivocada, y a menudo existe un sesgo considerable en el valor derivado para el segundo grupo también. No obstante, esta sencilla fórmula da valores medios estimados de la fecundidad acumulada que pueden compararse satisfactoriamente con las parideces medias observadas para obtener una impresión aproximada, por lo menos, de los errores.

Se ha desarrollado un procedimiento más complicado de estimación, que sin embargo puede aplicarse con suma facilidad. La base del procedimiento es una distribución modelo de fecundidad por edades específicas en el que la forma es fija, pero la ubicación puede variar; v.g., la curva que describe la forma puede trasladarse a lo largo del eje de edad de modo que las edades inferiores y superiores de la reproductividad y la media de la distribución son desplazadas en la misma cantidad. Para ubicaciones del modelo espaciadas en forma pareja se calcularon los siguientes valores: 1) la edad media de la distribución de fecundidad; 2) la razón entre f_1 y f_2 , v.g. entre la tasa de fecundidad del primer intervalo de edad y la del segundo; 3) para cada grupo de edades, el factor k_i por el cual el valor f_i tuvo que ser multiplicado para que la fórmula $\phi_i + k_i f_i$ diera exactamente F_i : a) cuando no había desplazamiento de edad en las tasas actuales de fecundidad comunicadas y b) cuando había un desplazamiento de medio año en las tasas actuales. En los cálculos no se tomaron en cuenta los

posibles efectos de la variación en el número de mujeres en años individuales de un intervalo de edad porque puede demostrarse que éstos serían muy pequeños. La forma matemática del modelo y los métodos de cálculo se describen en el apéndice A de este capítulo. También se muestran allí los valores calculados de k_i que se aplican cuando no hay desplazamiento de edad de las tasas actuales. Los valores para el caso más corriente del desplazamiento de medio año aparecen en el cuadro 1.

Los factores k en la tabla se aproximan a 3,0 para los grupos de edades tercero y cuarto para todas las ubicaciones de la distribución modelo, y la divergencia para el segundo grupo de edades también es pequeña cuando la reproductividad se inicia temprano. Estos resultados son consecuentes con los comentarios sobre la exactitud de la aproximación lineal para determinar las F según las tasas de fecundidad actuales. El procedimiento habitual para utilizar los factores de la tabla es el siguiente: con las tasas de fecundidad por edades específicas derivadas de los nacimientos comunicados durante el año anterior a la encuesta calcúlese la edad media \bar{m} de la tabla, la razón f_1/f_2 , y los valores de ϕ_i , la fecundidad acumulada hasta el límite inferior del intervalo i imo de edad ($\phi_i = 5 [f_1 + f_2 + \dots + f_{i-1}]$). Calcúlese una columna de factores k por interpolación lineal entre las columnas del cuadro 1. La interpolación es guiada por la f_1/f_2 observada para las primeras tres k_i , y por la \bar{m}

Cuadro 1

FACTORES DE MULTIPLICACION PARA ESTIMAR EL VALOR MEDIO EN LOS GRUPOS QUINQUENALES DE EDADES DE LA FECUNDIDAD ACUMULADA (F_i) DE ACUERDO A LA FORMULA $F_i = \phi_i + k_i f_i$ (cuando f_i es para las edades 14,5 a 19,5, 19,5 a 24,5, etc.)

Límites exactos del intervalo de edades									
15 - 20	1,120	1,310	1,615	1,950	2,305	2,640	2,925	3,170	
20 - 25	2,555	2,690	2,780	2,840	2,890	2,925	2,960	2,985	
25 - 30	2,925	2,960	2,985	3,010	3,035	3,055	3,075	3,095	
30 - 35	3,055	3,075	3,095	3,120	3,140	3,165	3,190	3,215	
35 - 40	3,165	3,190	3,215	3,245	3,285	3,325	3,375	3,435	
40 - 45	3,325	3,375	3,435	3,510	3,610	3,740	3,915	4,150	
45 - 50	3,640	3,895	4,150	4,395	4,630	4,840	4,985	5,000	
f_1/f_2	0,036	0,113	0,213	0,330	0,460	0,605	0,764	0,939	
\bar{m} (años)	31,7	30,7	29,7	28,7	27,7	26,7	25,7	24,7	

observada para los grupos de edades restantes. Luego estívese F_i según la expresión $\phi_i + k_i f_i$.

En realidad, por este procedimiento, la distribución observada de la fecundidad por edades específicas es ajustada primero por el modelo con la misma razón f_1/f_2 y segundo por el que tiene la misma media. Los factores k exactamente

apropiados para la tabla modelo de fecundidad se toman como las estimaciones para los datos observados. La selección de la fecundidad modelo por medio de una razón f_1/f_2 asegura que las distribuciones observada y modelo concuerden satisfactoriamente a las edades más jóvenes, y la igualdad de las medias conduce a un resultado semejante en el rango medio de la reproducción. Por los motivos discutidos anteriormente, la exactitud en las edades superiores es menos importante. La transición de un método de ajuste a otro puede tener lugar fácilmente entre los grupos de edades tercero y cuarto porque en esta región las tasas de fecundidad por edades específicas son casi constantes, y las variaciones en f_1/f_2 y m tienen poco efecto sobre los factores k .

La tabla ha sido construida en el supuesto que los registros se dan para los grupos quinquenales estándar de edades de las mujeres, 15-20, 20-25, etc., y que los nacimientos del año anterior al censo fueron comunicados. No obstante, es fácil modificar el método para otras condiciones. El único índice de la tabla que depende de la edad tomada como límite inferior del período reproductivo es la media. Si éste se rebaja un año en todas las columnas, la tabla se referirá a los registros para los grupos de edades 14-19, 19-24 años, etc. De este modo los factores pueden usarse para los datos de cualquier serie de siete grupos quinquenales de edades si las medias se cambian en forma apropiada.

Si el período de registro para los nacimientos actuales no es de un año sino que de algún otro intervalo corto por lo que el desplazamiento es distinto, se puede construir la serie apropiada de factores k por medio de la interpolación según la tabla 1 y la tabla 2 del Apéndice A, que es para un desplazamiento de cero. Las razones f_1/f_2 no se cambian, pero el desplazamiento debe restarse de las medias de la tabla 2 del Apéndice A para dar los valores correctos.

En la técnica descrita, los valores f acumulados hasta los límites inferiores de los intervalos de edad se aceptan como correctos, y sólo se estima el promedio adicional de nacimientos de las mujeres que aún están en el grupo de edades. Brass 3/ da los métodos para derivar el promedio de hijos nacidos vivos según las tasas de edades específicas para intervalos de cinco años y viceversa, en los cuales toda la distribución de las observaciones es ajustada por medio del uso de modelos de fecundidad. Estos procedimientos más complicados son particularmente apropiados para analizar observaciones provenientes de encuestas pequeñas en las que los errores de muestreo son grandes.

La exactitud del procedimiento para estimar F_1

La exactitud de los valores estimados de F_1 puede probarse aplicando el método de la estimación a datos exactos que se componen de tasas de fecundidad por años individuales de edad como también por intervalos de cinco años. Para reunir datos de esta clase, el promedio de hijos nacidos vivos por mujer en los grupos quinquenales de edades se construyó según las tasas de fecundidad por edades específicas y por años individuales para cuatro poblaciones. Los detalles de los datos se dan en el trabajo de Brass 4/ a que se hizo referencia anteriormente.

3/ Brass, William, "The Graduation of Fertility Distributions by Polynomial Functions".

4/ Ibid.

Los valores exactos contruidos según las tasas de años individuales se comparan en el cuadro 2 con los estimados por el procedimiento del factor k . Se supone que los valores contruidos corresponden a la paridez media (P_1) que sería comunicada en una encuesta precisa, y los valores estimados F_1 , calculados por nuestro procedimiento, pueden compararse para cada grupo de edades con estas P_1 contruidas.

Todas las razones P/F excepto las del primer grupo de edades se acercan a 1,00, el valor de la concordancia perfecta. La razón P/F para el primer grupo es muy sensible a la forma exacta de la distribución específica de la fecundidad en los primeros años de la reproducción. Podría sospecharse que en las poblaciones en que se inicia temprano la reproducción, como sucede en casi todas las comunidades africanas, la razón P/F para el grupo de edades más jóvenes sería más consecuente, pero no existen registros satisfactorios de la fecundidad africana por edades específicas según años individuales para permitir examinar esta posibilidad. Al derivar un factor de corrección para las tasas actuales de fecundidad comunicadas, se le puede conceder poco peso a la razón P/F para el grupo de edades más jóvenes. Existen otras razones, fuera de la dificultad de una estimación exacta, para esta conclusión; a causa del pequeño número de nacimientos el error de muestreo de las mediciones para el grupo más joven puede ser alto, y también son particularmente vulnerables a los efectos de los errores en la declaración de la edad. El nivel de fecundidad se juzga mejor por el promedio de hijos nacidos vivos comunicado por el grupo más joven de mujeres para las cuales los resultados tienen una exactitud aceptable para disminuir el efecto de las fallas de la memoria. Como regla general, por lo tanto, la razón P/F para el grupo de edades 20-25 años se usará para ajustar el nivel de las tasas actuales de fecundidad comunicadas a menos que exista evidencia de que la razón a los 20-25 años es deformada o inconsecuente con la tendencia general de los valores en las edades posteriores. La exactitud del método no es tal como para justificar los ajustes de unos pocos porcentajes; se necesitan correcciones mucho más grandes en muchos de los análisis de los registros censales. A modo de ilustración se muestran en el cuadro 3 series de razones P/F según los datos de fecundidad para varias de las comunidades africanas estudiadas.

Cuadro 2

COMPARACION DE LA FECUNDIDAD CUMULATIVA MEDIA ESTIMADA (F) Y LOS NUMEROS CONSTRUIDOS
DE HIJOS NACIDOS VIVOS POR MUJER (P)

Límites exactos de los intervalos de edad	Ucrania 1926-27			Eslovenia 1948-52			Inglaterra y Gales 1951			Australia 1932-34		
	F	P	P/F	F	P	P/F	F	P	P/F	F	P	P/F
15-20	0,040	0,038	0,95	0,019	0,024	1,26	0,018	0,024	1,33	0,029	0,033	1,14
20-25	0,747	0,778	1,04	0,398	0,399	1,00	0,385	0,389	1,01	0,353	0,352	1,00
25-30	2,045	2,057	1,01	1,157	1,166	1,01	1,067	1,087	1,02	0,925	0,929	1,00
30-35	3,280	3,277	1,00	1,916	1,919	1,00	1,643	1,650	1,00	1,481	1,479	1,00
35-40	4,244	4,238	1,00	2,491	2,488	1,00	1,980	1,981	1,00	1,876	1,872	1,00
40-45	4,845	4,835	1,00	2,822	2,826	1,00	2,122	2,123	1,00	2,086	2,086	1,00
45-50	5,104	5,090	1,00	2,920	2,920	1,00	2,151	2,151	1,00	2,144	2,144	1,00
50 y más	5,135	5,135	1,00	2,926	2,926	1,00	2,152	2,152	1,00	2,147	2,147	1,00

Compendio Estadístico 58

) 6 (

Cálculo ilustrativo de la fecundidad con datos sintéticos

Antes de considerar las características y los problemas del método en sus aplicaciones a los registros censales africanos que pueden ser muy deficientes, se bosquejarán los cálculos para una serie hipotética de observaciones. El ejemplo fue construido con los datos de fecundidad para Ucrania, para los años 1926-27, ya utilizados en el cuadro 2 para la verificación de la técnica, mediante los siguientes cambios: a) la fecundidad por edades específicas fue ajustada a lo que las tasas observadas hubiesen sido si el registro fuera de los nacimientos del año anterior a un censo, y si el 25 por ciento de los nacimientos "actuales" no fuese comunicado a todas las edades de las madres; b) una proporción de los hijos, que varía linealmente desde cero en el grupo de edades 15-20 años al 24 por ciento para el grupo 45-50 años, fue omitida de los valores retrospectivos contruidos de los hijos nacidos vivos.

El cuadro 4 muestra cómo se hacen los cálculos. Las tasas de fecundidad para los grupos quinquenales de edades, calculados según los nacimientos comunicados en el año anterior al censo de la población hipotética, se multiplican por cinco y se acumulan para dar la columna ϕ . El promedio de hijos nacidos vivos por mujer, registrado para esta población, se halla en la columna titulada P_1 ; f_1/f_2 y \bar{m} , calculado según la tabla de fecundidad, se muestra al pie del cuadro.

Cuadro 3

EJEMPLOS DE RAZONES P/F COMPUTADAS SEGUN LOS REGISTROS CENSALES AFRICANOS

Límites exactos del intervalo de edades	Territorios			
	Dahomey	Guinea	Fouta-Toro (Valle del Senegal)	Buganda (Uganda)
15-20	0,89	0,78	0,87	1,36
20-25	0,93	0,80	1,04	1,13
25-30	0,89	0,75	0,95	0,89
30-35	0,89	0,75	0,89	0,79
35-40	0,84	0,72	0,86	0,74
40-45	0,86	0,74	0,86	0,71
45-50	0,84	0,76	0,86	0,72
50-60	0,83	0,76	0,84	—

Se hace luego referencia al cuadro 1. La razón f_1/f_2 de 0,124 observada está situada entre la segunda y la tercera columnas de factores, y es una proporción $0,011/0,100 = 0,11$ del intervalo de las columnas desde la primera de éstas; la interpolación lineal entre los factores k , usando esta proporción, da los valores para los tres primeros grupos de edades en el cuadro 4. En forma semejante la media 30,22 es 0,48 del intervalo a todo el largo desde la segunda a la tercera columna, y los valores k para los grupos de edades cuarto hasta el séptimo se obtienen por medio de la interpolación. Cuando los factores k estimados se registran en la expresión $\phi_i + k_i f_i$ se derivan los valores F_i .

Las razones P/F bajan uniformemente con la edad, con un valor de 1,33 para el grupo de edades 20-25. El nivel de fecundidad denotado por los informes retrospectivos de los hijos nacidos vivos a este grupo de edades es, por lo tanto, un 33 por ciento superior al indicado por las tasas actuales. La multiplicación de los valores f registrados y de la fecundidad total por 1,33 conduce a las mediciones ajustadas de la columna final.

La estimación de la fecundidad total es 5,122, en comparación con el nivel verdadero de la población hipotética de 5,135. La exactitud alcanzada por el método para este ejemplo es algo mayor de lo que era dable esperar; las omisiones del 4 por ciento supuestas en la comunicación de los hijos nacidos vivos por parte de las mujeres de 20-25 años de edad fueron en gran parte neutralizadas por un error de compensación en la estimación de k_2 . Vale la pena anotar que la tasa de fecundidad total derivada es alrededor de un tercio más alta que los valores obtenidos con las tasas actuales observadas o el promedio de hijos nacidos vivos a las mujeres con descendencia final. La casi igualdad de estos dos valores, que ocurre porque la proporción de nacimientos no informados del año precedente se hizo casi igual a las omisiones de los hijos nacidos a las mujeres mayores, no constituye evidencia de exactitud. Una coincidencia de errores de este tipo ha ocurrido en algunos registros censales de poblaciones africanas.

Puesto que la fecundidad total estimada se acerca al valor hipotético, las mediciones f ajustadas también concuerdan estrechamente con las planteadas. Para las comparaciones con otras poblaciones, es una molestia tener mediciones f , y las correspondientes tasas específicas, para grupos de edades que se hallan desplazadas seis meses respecto al sistema estándar. Un procedimiento detallado para hacer la traslación no se justifica porque, en los registros analizados, las tasas por edades específicas son erráticas por los errores de muestreo, los errores en

Cuadro 4

EJEMPLO PARA ILUSTRAR EL METODO DE LA RAZON P/F PARA ESTIMAR EL NIVEL DE FECUNDIDAD

Límites exactos de los intervalos de edad	i	f_i^a	ϕ_i	k_i	$\phi_i + k_i f_i = F_i$	P_i	P_i/F_i	f_i^a ajustado
15-20	1	0,021		1,345	0,028	0,038	1,36	0,028
20-25	2	0,170	0,105	2,695	0,563	0,747	1,33	0,226
25-30	3	0,195	0,955	2,865	1,533	1,892	1,23	0,260
30-35	4	0,172	1,930	3,085	2,459	2,884	1,17	0,228
35-40	5	0,124	2,788	3,200	3,184	3,560	1,12	0,164
40-45	6	0,067	3,406	3,405	3,634	3,868	1,06	0,089
45-50	7	0,022	3,741	4,020	3,829	3,868	1,01	0,029
Fecundidad total		3,851	3,851	-	3,851	3,868	1,00	5,122
$f_1/f_2 = 0,124; \bar{m} = 30,22$								

a/ Para intervalos de edad medio año menores que los que se muestran.

la declaración de la edad, etc. Se hacen ajustes sencillos suponiendo que en los límites la tasa de fecundidad específica es igual a la media de los valores de los grupos de edades adyacentes. Si δf_i es la cantidad que debe sumarse a f_i para hacer la corrección por el desplazamiento de medio año los ajustes son:

$$\delta f_1 = (f_1 + f_2)/20$$

$$\delta f_5 = (f_6 - f_4)/20$$

$$\delta f_2 = (f_3 - f_1)/20$$

$$\delta f_6 = (f_7 - f_5)/20$$

$$\delta f_3 = (f_4 - f_2)/20$$

$$\delta f_7 = (-f_6 - f_7)/20$$

$$\delta f_4 = (f_5 - f_3)/20$$

Estas correcciones se le hicieron a los valores f estimados para la población hipotética del cuadro 4. Las mediciones resultantes se comparan más abajo con las tasas de fecundidad por edades específicas observadas para los grupos de edades estándar calculados según las tasas específicas originales en años individuales.

	Edad							Fecundidad total
	15-20	20-25	25-30	30-35	35-40	40-45	45-50	
Observada	0,043	0,238	0,259	0,223	0,157	0,082	0,024	5,135
Estimada	0,041	0,238	0,259	0,223	0,157	0,082	0,023	5,122

Efectos de los errores en los datos o en los supuestos

El procedimiento para estimar la fecundidad da buenos resultados si se mantienen los supuestos sobre las relaciones entre la cohorte y las tasas actuales y las proposiciones sobre la naturaleza de los errores de información. También es fuerte, v.g., insensible a los tipos de variación de los supuestos que son de esperar en los registros para comunidades subdesarrolladas. El factor de ajuste para el nivel de fecundidad se deriva del promedio de hijos nacidos vivos a las mujeres entre los 20-25 años de edad. En este grupo de edad sólo una pequeña proporción de las mujeres que entraron al período de reproducción han muerto, y los posibles efectos de una fecundidad diferencial de las fallecidas son leves. Puesto que la gran mayoría de los hijos nacidos a las mujeres de 20-25 años de edad habrán tenido lugar a unos pocos años del censo, la estimación del nivel de fecundidad será aplicable a una experiencia muy reciente, incluso cuando existe una tendencia general en las tasas. Las razones P/F para las mujeres mayores pueden estar deformadas por la fecundidad diferencial de las supervivientes y por las tendencias cronológicas en las tasas de natalidad como también por las omisiones de hijos a causa de fallas de la memoria. Aunque la interpretación precisa del patrón de las razones P/F puede complicarse de este modo, la estimación del nivel de fecundidad es apenas afectada.

Hay algunos errores en la información que no se toman en cuenta en el análisis. No se hace una corrección en consideración a ninguna clase de nacimientos que es omitida por igual por las mujeres de todas las edades tanto en los registros actuales como en los retrospectivos. Esta clase puede ser la de los hijos que mueren

muy pequeños, en los primeros días o semanas de vida. También es posible que las omisiones o errores cronológicos en la comunicación de nacimientos actuales no sean completamente independientes de la edad de la madre; una sugestión plausible es que la corrección necesaria puede aumentar con la edad. Ambas categorías de error llevarían a estimaciones incompletas de la fecundidad. Se pueden realizar algunas verificaciones de ambas posibilidades mediante el examen de la información censal sobre la mortalidad y las distribuciones por edad, como se explicará más adelante.

Una de las principales dificultades de los censos o de las encuestas de las poblaciones africanas es la medición de la edad. El problema no es simplemente de vaguedad, de preferencia por los dígitos, etc., por parte del encuestado, sino que con mayor frecuencia de una ignorancia total. El enumerador con frecuencia debe hacer una estimación según la apariencia, los recuerdos de acontecimientos, la posición en la familia, etc. El examen de las distribuciones de edades obtenidas en los censos africanos revela deformaciones grandes y, como se demuestra en el capítulo 2, sistemáticas. Por lo tanto, debemos tomar cuidadosamente en cuenta la sensibilidad del método para estimar la fecundidad frente a los errores en la declaración de la edad. En realidad, una gran ventaja del método consiste en que las mediciones de edad, incluyendo los errores, son las mismas para las dos series de observaciones, es decir la actual y la retrospectiva, que se comparan. Si los registros de fecundidad proviniesen de dos fuentes diferentes, v.g., los registros y los censos, con diferentes deformaciones de la edad, las conclusiones que se podrían deducir de las comparaciones serían mucho más dudosas.

Un sesgo constante en todas las edades de las mujeres sólo afectaría la estimación de la fecundidad total (aunque las tasas por edades específicas estarían equivocadas) porque el factor de corrección en consideración al nivel sería tomado de un grupo de edades levemente diferente. De otro modo el procedimiento, que depende de la relación entre las observaciones actuales y las retrospectivas, no sufre modificaciones al clasificar los grupos de edades que debieron ser (digamos) de 13-18, 18-23, etc., como de 15-20, 20-25, etc. Ahora consideremos lo que sucedería si se combinaran los datos para dos comunidades que tuvieran aproximadamente la misma distribución por edad pero con sesgos constantes diferentes en el registro. Los factores de corrección en consideración al nivel de fecundidad serían casi exactos para ambas comunidades, por separado, y asimismo para las observaciones combinadas. Extendiendo esta idea a muchas comunidades con diferentes sesgos constantes podemos ver que ciertos tipos de errores en la declaración de la edad tienen poco efecto sobre la estimación de la fecundidad total. De una manera general, éstos son errores cuya distribución es la misma a cada edad dentro del rango reproductivo. No es necesario que los errores sean independientes de la fecundidad, pero nuevamente la relación debe ser la misma a cada edad del rango; v.g., la distribución de los errores en la declaración por parte de las mujeres que tienen un porcentaje fijo de fecundidad por encima del promedio debe ser independiente de la edad. Podemos apreciar esto considerando la amalgamación de la información para poblaciones con distintos niveles de fecundidad y sesgos de edad.

Para ilustrar estas ideas, se hicieron cálculos para un ejemplo sencillo, en que nuevamente se emplearon como base las tasas específicas de fecundidad de años individuales para Ucrania, 1926-27. Se aplicó una distribución rectangular de los errores de edad con un sesgo ascendente de un año y un rango de diez; v.g., se aceptó que las mujeres cuyas edades fueron informadas como de x estaban distribuidas en forma pareja desde seis años por debajo del valor nominal hasta cuatro años por encima de éste. El cuadro 5 muestra la fecundidad por edades específicas.

Cuadro 5

ILUSTRACION DEL EFECTO DE LOS ERRORES DE EDAD SOBRE LAS RAZONES P/F

Límites exactos del intervalo de edad	i	f_i^a	ϕ_i	k_i	$\phi_i + k f_i$ $= F_i$	P_i	P_i/F_i
15-20	1	0,045	-	1,780	0,080	0,095	1,19
20-25	2	0,166	0,225	2,810	0,693	0,672	0,97
25-30	3	0,249	1,057	2,995	1,802	1,795	1,00
30-35	4	0,232	2,300	3,065	3,011	3,012	1,00
35-40	5	0,176	3,460	3,180	4,021	4,016	1,00
40-45	6	0,106	4,342	3,350	4,696	4,688	1,00
45-50	7	0,053	4,871	3,775	5,070	5,022	0,99
Fecundidad total		5,135	5,135	-	5,135	5,123	1,00
$f_1/f_2 = 0,270; \bar{m} = 31,17$							

a/ Para intervalos de edad medio año menores que los que se indican.

actuales (con un desplazamiento de medio año), el promedio construido de hijos nacidos vivos por mujer, y el cálculo de las razones P/F para los registros censales hipotéticos con estos errores de edad. Las razones no se alejan mucho de 1,00, excepto para el grupo de edades más jóvenes. Cuando las edades informadas se hallan esparcidas alrededor del valor correcto la distribución específica resultante de la fecundidad es "más amplia", v.g., tiene una mayor variancia y extensión, que la verdadera. Esto influye sobre la exactitud de los factores para derivar el promedio de hijos nacidos vivos por mujer según las tasas de fecundidad por edades específicas actuales. El hecho que la inexactitud que se introduce es pequeña, incluso donde la extensión del error es grande, es ilustrado por el ejemplo.

Aunque las razones P/F son insensibles a ciertas formas de error en la declaración de la edad, un error extremo en la declaración de la edad en el intervalo puede dar como resultado una secuencia errática de razones. En algunos censos y encuestas de Africa, el error extenso y difundido en la declaración de la edad se hace evidente en las distribuciones seriamente distorsionadas de la edad: no sólo las distribuciones por años individuales sino que también las distribuidas en intervalos de cinco años. Una forma característica de la distorsión en las distribuciones femeninas consiste en las cantidades deficientes informadas en los intervalos de edad cercanas al comienzo y al final del período de reproducción y las cantidades excesivas informadas en los intervalos cercanos a las edades centrales de reproducción. El efecto neto usual es una exageración de la proporción de mujeres en el lapso 15-49, de modo que incluso cuando los nacimientos se estiman correctamente, la tasa de fecundidad general, la fecundidad total, y las tasas de fecundidad por edades específicas son declaradas en forma incompleta por la inclusión en el denominador de mujeres que están fuera de las edades fecundas.

En el apéndice B de este capítulo, se describe un experimento con los efectos producidos sobre las razones P/F por errores hipotéticos en la declaración de la edad que podrían dar origen a la distribución ampliamente distorsionada de la edad del Congo. Para explicar la distribución de la edad informada, grandes proporciones de las mujeres en ciertos intervalos de edad deben haber sido informadas en intervalos adyacentes, y no importa cuál sea el supuesto que se plantee acerca de la fecundidad actual y la paridez de las mujeres informadas en el intervalo de edad equivocado, resulta inevitable un efecto substancial en la secuencia de las razones P/F.

La distorsión que se evidencia en otras distribuciones por edad de Africa a menudo es menor que la del Congo (al menos en lo que respecta a las edades de reproducción), y las secuencias P/F en otras zonas quizás no fueron grandemente afectadas por los errores de edad.

Hasta aquí hemos considerado primariamente la forma cómo los errores de edad pueden modificar las razones P/F. Como se observó anteriormente, también pueden llevar a la inexactitud en la fecundidad total estimada aun cuando el número de nacimientos registrados es correcto. (Esto sucede primordialmente, cuando se informan demasiadas mujeres en el período reproductivo. Las edades informadas de las mujeres en muchos censos africanos muestran una tendencia a la exageración en los años cercanos al comienzo del período de reproducción y a la declaración incompleta hacia el final, con un amontonamiento característico hacia el centro). Si se incluye erróneamente a las mujeres que en realidad se hallan por debajo y por encima del rango de reproducción, las tasas de natalidad por edades específicas y el índice sintético de fecundidad computados son más bajos de lo que debieran ser. La inclusión equivocada de adolescentes sin nacimientos tiende a rebajar a la vez las tasas específicas actuales calculadas y el promedio retrospectivo de hijos nacidos vivos para las mujeres más jóvenes, y por lo tanto, las razones P/F de esta región serán menos afectadas. En las edades superiores ocurre lo contrario, puesto que las estimaciones de F_i según las tasas actuales son rebajadas pero el promedio retrospectivo de hijosⁱ es aumentado por la inclusión de mujeres que han concluido el período de reproducción.

Cuando el número de mujeres de 15-49 ha sido obviamente inflado por los errores en la declaración de la edad, debería usarse la razón P/F para el grupo de edades 20-24 para ajustar el número total de nacimientos informado para el año anterior, en lugar de las tasas de fecundidad por edades específicas, o su total, el índice sintético de fecundidad. El número de nacimientos de mujeres puede considerarse que es la mitad del número de todos los nacimientos, puesto que la evidencia existente respecto a la razón de masculinidad de los nacidos en Africa indica un valor cercano a 100. Por lo tanto, puede estimarse la tasa de nacimientos femeninos (nacimientos femeninos/población femenina), y puede aproximarse la tasa bruta de reproducción suponiendo que la población es estable y aceptando la estimación de la tasa de nacimientos femeninos y la edad media de la función de fecundidad según las tasas de fecundidad actuales informadas. Esta estimación de la TBR se logra fácilmente por medio de la interpolación en las poblaciones modelo estables tabuladas. 5/

Se pueden hacer verificaciones poderosas adicionales respecto a la exactitud de los informes de fecundidad si se tabulan los datos actuales y retrospectivos por orden de nacimiento. Los cuadros que se requieren son la distribución en grupos de edades según el número de hijos nacidos vivos de todas las mujeres y de las

5/ Coale y Demeny, Regional Model Life Tables and Stable Populations.

que han tenido un hijo durante el año anterior. Lo mismo que, en condiciones constantes, la fecundidad por edades específicas acumuladas actuales dan el promedio de hijos nacidos vivos, los totales de las tasas por edades específicas para los nacimientos primero, segundo, tercero, etc., hasta cada edad da la proporción de mujeres que han tenido por lo menos uno, dos y tres hijos, etc., hasta ese instante, respectivamente. Los métodos descritos para comparar observaciones actuales y retrospectivas de nacimientos sin considerar el orden pueden aplicarse a los órdenes de nacimiento componentes para extraer una información adicional sobre los patrones de error. Para obtener los resultados más exactos, los factores para calcular la fecundidad cumulativa media en grupos quinquenales de edades según las tasas actuales tendrían que ser modificados para tomar en cuenta las diversas formas de las distribuciones de la fecundidad por edades específicas de los nacimientos de órdenes individuales.

Las comparaciones más ilustrativas probablemente sean las de las tasas acumuladas de primeros nacimientos respecto a la proporción de mujeres que son madres. La información de los primeros nacimientos en un año será afectada por los errores en la escala cronológica, pero resulta razonable esperar que, a causa de la importancia de un primer nacimiento y la juventud de la mayor parte de las madres, las omisiones y los diferenciales por edad en el período de referencia tendrán poca influencia. Nuevamente, la clasificación de una mujer como madre estará menos sujeta a error que la determinación del número de hijos que ha tenido. Por estos motivos, y porque la proporción de mujeres que se convierten en madres después de los 30 años es pequeña en casi todas las poblaciones africanas, la razón entre las mujeres fecundas y las tasas acumuladas de primeros nacimientos a las edades de 30-34 años debiera ser un índice útil del error en la escala cronológica. El denominador de esta razón es, efectivamente, la suma de las tasas actuales por edades específicas para los primeros nacimientos a todas las edades, el que denominaremos F_c .

Desgraciadamente, las tabulaciones requeridas (especialmente de los nacimientos actuales) se encuentran disponibles para escasas poblaciones, aunque pueden prepararse siempre que el formulario censal registre la edad, el número de hijos nacidos vivos, y la ocurrencia o no ocurrencia de un nacimiento en el último año para cada mujer. Existen datos sobre el orden de los nacimientos actuales solamente para uno de los censos analizados y en tal caso no por edad de la madre. Sin embargo, todavía puede estimarse la F_c con poco error si puede calcularse la edad media \bar{M}_0 del cuadro de fecundidad de los primeros nacimientos. Se realiza la estimación dividiendo los primeros nacimientos por el promedio de mujeres por año de edad en un intervalo centrado en \bar{M}_0 y que efectivamente cubre el rango dentro del cual ocurren estos nacimientos. El por qué esto da una buena aproximación puede verse al considerar una población con un número constante de mujeres en cada edad dentro del rango. Los primeros nacimientos a las madres de cada edad se dividen entonces por este número constante, que también es el promedio, para dar las tasas por edades específicas; la división del total de primeros nacimientos por la constante da la suma de las tasas. En general, el número de mujeres por año baja con la edad, pero el promedio en un rango centrado en \bar{M}_0 puede usarse como divisor, porque para las tasas fijas los nacimientos suplementarios debidos al mayor número de mujeres más jóvenes se compensan estrechamente por los nacimientos que faltan a causa del menor número de mujeres mayores. Brass da un análisis más matemático de este resultado. 6/ Se dan más detalles de la aplicación del procedimiento y de la estimación de \bar{M}_0 en la monografía sobre la República de Guinea.

6/ "The Estimation of Fertility Rates from Ratios of Total to First Births".

Estimaciones de la mortalidad infantil y juvenil según datos de encuestas sobre la supervivencia de hijos nacidos vivos

Los registros de mortalidad en las comunidades africanas son aún más escasos y poco confiables que los de fecundidad. Las muertes se registran solamente en unos cuantos países y regiones, y en casi todos éstos en forma muy incompleta. Los datos son mejores para unas pocas ciudades, pero los habitantes de éstas no son representativos de la población general en cuanto a las distribuciones según sexo y edad, a las condiciones socio-económicas, al acceso a asistencia médica, etc. Ha habido importantes estudios de la mortalidad de grupos especiales, v.g., de los hijos nacidos a las madres que asisten a una clínica, de los mineros. En todas estas encuestas se han encontrado altas tasas de mortalidad, pero los niveles y los patrones por sexo y edad han sido bastante variables. No se puede, por lo tanto, generalizar esta evidencia, con alguna pretensión de exactitud, para proporcionar una base que sirva para verificar las observaciones sobre una comunidad africana particular, aunque debe ser tomada en cuenta en la evaluación.

Nos ocuparemos en esta sección de la extracción de información sobre la incidencia de los fallecimientos según datos obtenidos en un censo o encuesta únicos. En particular, se desarrolla un método para la estimación de la mortalidad en la niñez según los informes de las madres acerca del número de sus hijos que han fallecido.

Las tasas de mortalidad por edades específicas para todas las edades (incluyendo la niñez) pueden ser calculadas según las muertes informadas como ocurridas durante el año anterior en cada intervalo de edad y según la población por edad como se la registra en el censo o encuesta. Estas tasas de mortalidad son tasas "actuales" de mortalidad, mientras que las tasas de mortalidad juvenil derivadas del número informado de niños que han muerto entre los nacidos vivos son tasas "cumulativas" (acumuladas desde el nacimiento de los niños). Las tasas acumuladas están libres de los errores del "período de referencia": errores que afectan la validez de las tasas de mortalidad calculadas para el período justamente anterior al censo. Superficialmente, parece que estas tasas juveniles cumulativas podrían compararse con las tasas actuales para la niñez para derivar un factor de corrección para las tasas actuales de mortalidad a todas las edades, de una manera análoga al procedimiento usado al estimar la fecundidad. No obstante, el supuesto crucial de que los errores al informar sobre la fecundidad actual no son marcadamente selectivos por edad no es transferible a los errores al informar sobre la mortalidad actual. Es muy probable que la exactitud de la mortalidad informada, afectada por una combinación de omisiones y errores del período de referencia, dependa de la importancia de la persona fallecida a los ojos de la comunidad en general y del encuestado en particular y en consecuencia que varíe con la edad y el sexo. En las estimaciones de fecundidad descritas anteriormente se supuso que un factor de corrección aplicable a la fecundidad actual informada de las mujeres de 20-25 años podía aplicarse a la fecundidad informada de todas las mujeres, pero no existe ninguna justificación para suponer que un factor de corrección aplicable a la mortalidad actual informada de los niños podría aplicarse a la mortalidad informada de los adultos.

Aunque los errores al informar la mortalidad actual parecen ser muy diferentes en las diferentes edades, las tasas de mortalidad en sí mismas en los diferentes intervalos de edad muestran una fuerte interrelación en las poblaciones que cuentan con datos confiables, y por inferencia, también en las poblaciones africanas. Por lo tanto, hay una fuerte dependencia en las tablas modelo de vida que

expresan patrones típicos de la mortalidad por edades a distintos niveles de mortalidad. Luego de examinar todos los datos y la evidencia disponibles, las estimaciones de mortalidad más convincentes a menudo son las tasas juveniles derivadas por el método descrito en las páginas siguientes. Aunque las estimaciones no son del todo exactas, parecen establecer un valor de la mortalidad juvenil aceptable como límite inferior válido de la tasa verdadera, y esto proporciona un parámetro sumamente útil: útil por ejemplo para estimar la fecundidad según los datos de la distribución por edad.

La estimación de la mortalidad juvenil

En la estimación de la mortalidad con los informes del número de hijos nacidos vivos que habían fallecido con anterioridad al censo, ¹ se presumirá que las tasas de fecundidad y de mortalidad por edades específicas han permanecido constantes durante el rango de edad y el período de tiempo requeridos. ² La experiencia de las mujeres supervivientes también se considerará como la de los totales de mujeres expuestas al riesgo de nacimientos y de muertes de niños. Examinaremos más adelante las consecuencias de desviarse de estos supuestos. Durante toda esta presentación, la descripción se hará en términos de los sucesos vitales para los niños de ambos sexos, pero los resultados son válidos si las observaciones para los varones y las mujeres se tratan por separado.

Supongamos que ha habido una tabla invariable de mortalidad, tal que la proporción superviviente hasta la edad a (l_a/l_0 en la terminología de la tabla de vida) es $p(a)$, y la proporción que fallece antes de la edad a (q_a en la notación de la tabla de vida) es $q(a)$. Supongamos que la proporción de mujeres en la edad x que dan a luz un hijo es $f(x)$, en una tabla de fecundidad que ha sido constante en años recientes. La proporción fallecida entre los niños nacidos vivos depende de su distribución por edad y de $q(a)$. Consideremos la distribución por edad que habría entre los niños nacidos vivos a las mujeres de una edad específica, digamos de 25, si ninguno de los hijos hubiera muerto. Esta distribución por edad es:

$$c_{25}(a) = \frac{f(25-a)}{\int_0^{25} f(x) dx} \quad (1)$$

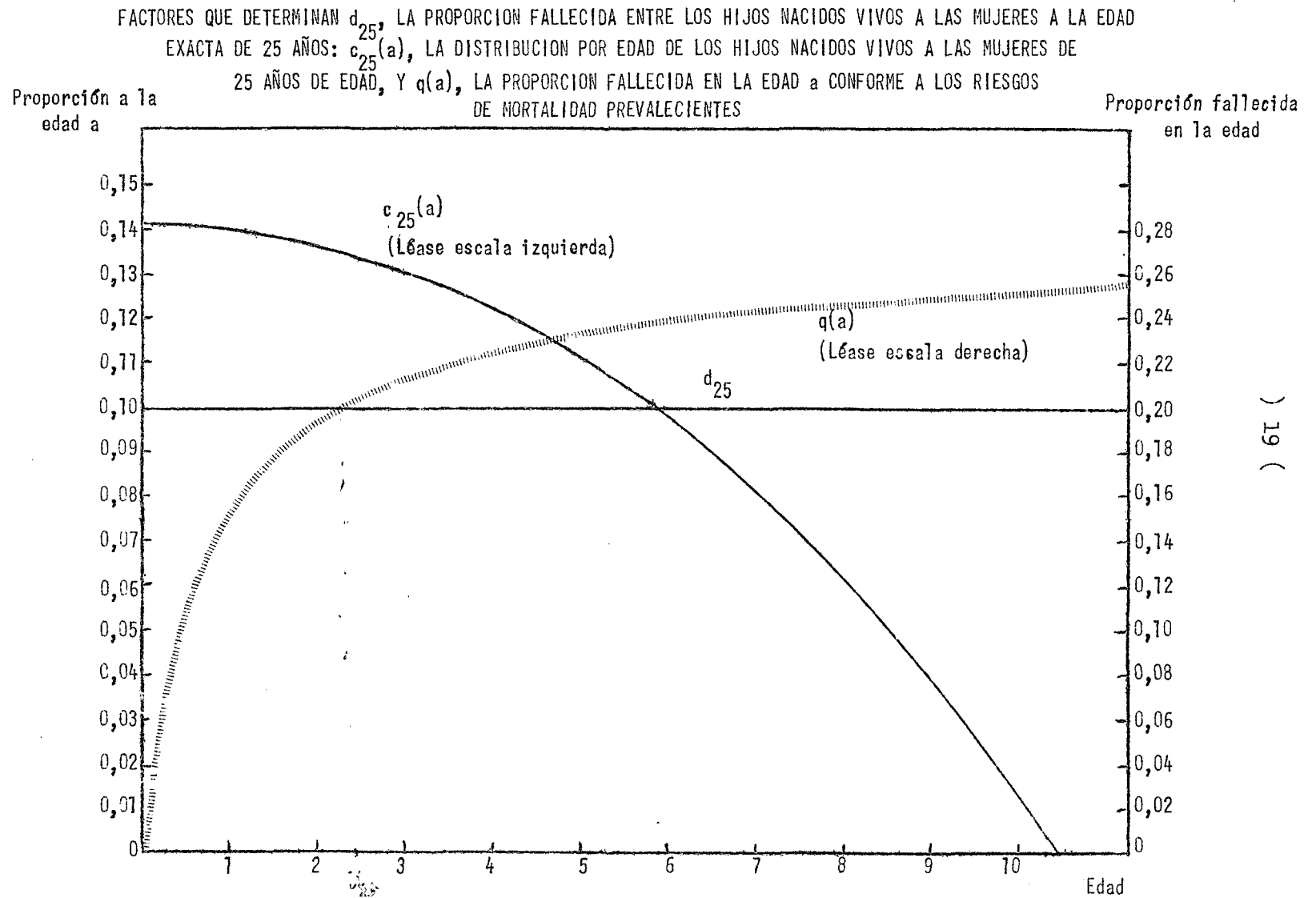
La proporción de estos niños que hubiese fallecido es:

$$d_{25} = \int_0^{25-\alpha} c_{25}(a) q(a) da \quad (2)$$

en que d_{25} es la proporción fallecida entre los niños nacidos vivos a las mujeres de 25 años y α es la edad más temprana de reproducción.

Examinemos ahora las dos funciones que determinan a d_{25} . La primera, $c_{25}(a)$, es simplemente la tabla de fecundidad proporcionada hasta la edad de 25, escrita al revés, y la segunda, $q(a)$, es la proporción cumulativa que fallece hasta la edad a conforme a las condiciones especificadas de mortalidad (véase gráfico 1.). En otras palabras, d_{25} es el promedio ponderado de las proporciones que

Gráfico 1



fallecen, siendo la ponderación la distribución por edad que tendrían los niños nacidos vivos a las mujeres de 25 años de edad si todos los niños hubiesen sobrevivido. Hay una edad (\bar{a}_{25}) entre cero y 25 - tal que $q(\bar{a}_{25}) = d_{25}$. A causa de que $q(a)$ se eleva bruscamente durante el primer año de vida, y muy gradualmente después de la edad de 5 años, y a causa de que $c_{25}(a)$ disminuye a valores bajos en las edades sobre 5, \bar{a}_{25} es sorprendentemente pequeña (2,5 años en el ejemplo que aparece en el gráfico 1).

Para las funciones de fecundidad y de mortalidad especificadas, se puede calcular \bar{a}_x para cada edad x desde el límite inferior de la reproductividad hasta la edad más alta para la cual se dispone de datos sobre niños nacidos vivos (que viven o han muerto). En condiciones de fecundidad y de mortalidad invariables, un ejercicio semejante establecería una relación entre $q(a)$ (función de la tabla de vida relativa a los hijos que han dado a luz las mujeres) y d_x (la proporción que ha fallecido entre los hijos nacidos vivos a las mujeres a la edad x).

El procedimiento de estimación de Brass posibilita el uso de este tipo de relación para estimar $q(1)$, $q(2)$, $q(3)$, $q(5)$, $q(10)$, ..., etc. - hasta $q(35)$ en circunstancias óptimas - según D_1 , D_2 , D_3 , ..., D_{10} (en que D_1 es la proporción fallecida entre los hijos nacidos a las mujeres en el i imo intervalo quinquenal de edades, siendo el primer intervalo 15-20).

El procedimiento depende de la igualdad aproximada de $q(1)$ y D_1 , $q(2)$ y D_2 , ..., $q(35)$ y D_{10} , cuando las tablas de fecundidad y de mortalidad son "típicas" con patrones de edad aproximadamente semejantes a las que se encuentran en las poblaciones africanas. Estas igualdades aproximadas se ven afectadas en forma más acentuada por variaciones que ocurren en el patrón de la fecundidad por edades que por variaciones que ocurren en el patrón de la mortalidad por edades. Brass ha calculado una serie de multiplicadores (véase cuadro 6) por medio de los cuales los valores de D_i pueden convertirse en estimaciones de $q(a)$. Estos multiplicadores difieren para diferentes funciones de fecundidad pero no difieren para diferentes "formas" de mortalidad. La idea que fundamenta los multiplicadores puede ilustrarse mediante un ejemplo. Puede elegirse una tabla de fecundidad de modo que con un patrón típico de mortalidad por edades D_2 es idéntico a $q(2)$. Consideremos ahora una población en que comenzó más temprano la reproducción. Como término medio, los hijos nacidos vivos a las mujeres de 20-25 en esta población son mayores que en la población en que D_2 es igual a $q(2)$. En la población en que la fecundidad comenzó más temprano, D_2 por lo tanto es igual a $q(2+)$, y en consecuencia en esta población $q(2) < D_2$. La tabla de multiplicadores de Brass da valores que fluctúan entre casi 0,94 (reproducción sumamente temprana) y 1,19 (reproducción muy tardía) para convertir D_2 en una estimación de $q(2)$. Hay tres índices de reproducción temprana versus tardía en el cuadro 6: a) la razón entre la paridez media de las mujeres de 15-20 y la paridez media de las mujeres de 20-25 (\bar{P}_1/\bar{P}_2); b) la edad media de la tabla de fecundidad (\bar{m}); c) la edad mediana de la tabla de fecundidad (\bar{m}'). El primer índice es una medición de cuándo comienza la fecundidad y con qué rapidez se eleva con la edad y por lo tanto es una guía respecto a los multiplicadores que se necesitan para convertir D_1 en $q(1)$, D_2 en $q(2)$, y D_3 en $q(3)$. Los otros dos índices son mediciones de la edad alrededor de la cual se centra la reproducción. A las edades muy por encima de la media de la función de fecundidad, la proporción que sobrevive es prácticamente la misma que si todos los nacimientos ocurriesen en la

edad media de la reproducción. Por consiguiente, \bar{m} o \bar{m}' son los parámetros pertinentes de la tabla de fecundidad para seleccionar el multiplicador a usarse con D_4 a D_{10} . 7/

Cuadro 6

FACTORES DE MULTIPLICACION PARA ESTIMAR LA PROPORCION DE HIJOS NACIDOS VIVOS QUE MUEREN EN LA EDAD a , $q(a)$, SEGUN LA PROPORCION FALLECIDA ENTRE LOS HIJOS NACIDOS VIVOS A LAS MUJERES DE 15-20, 20-25, etc.

15-20	$q(1)$	0,859	0,890	0,928	0,977	1,041	1,129	1,254	1,425
20-25	$q(2)$	0,938	0,959	0,983	1,010	1,043	1,082	1,129	1,188
25-30	$q(3)$	0,948	0,962	0,978	0,994	1,012	1,033	1,055	1,081
30-35	$q(5)$	0,961	0,975	0,988	1,002	1,016	1,031	1,046	1,063
35-40	$q(10)$	0,966	0,982	0,996	1,011	1,026	1,040	1,054	1,069
40-45	$q(15)$	0,938	0,955	0,971	0,988	1,004	1,021	1,037	1,052
45-50	$q(20)$	0,937	0,953	0,969	0,986	1,003	1,021	1,039	1,057
50-55	$q(25)$	0,949	0,966	0,983	1,001	1,019	1,036	1,054	1,072
55-60	$q(30)$	0,951	0,968	0,985	1,002	1,020	1,039	1,058	1,076
60-65	$q(35)$	0,949	0,965	0,982	0,999	1,016	1,034	1,052	1,070

Guía para la
selección del
multiplicador

P_1/P_2	0,387	0,330	0,268	0,205	0,143	0,090	0,045	0,014
\bar{m}	24,7	25,7	26,7	27,7	28,7	29,7	30,7	31,7
\bar{m}'	24,2	25,2	26,2	27,2	28,2	29,2	30,2	31,2

B. Intervalos decenales de edad de las mujeres

15-25	$q(2)$	0,982	1,000	1,021	1,045	1,072	1,105	1,144	1,193
25-35	$q(5)$	0,990	1,004	1,018	1,033	1,048	1,064	1,081	1,099
35-45	$q(15)$	0,977	0,993	1,009	1,024	1,040	1,056	1,071	1,086
45-55	$q(25)$	0,990	1,008	1,025	1,043	1,062	1,080	1,099	1,118
55-65	$q(35)$	0,990	1,007	1,025	1,043	1,061	1,080	1,099	1,119

7/ No hay motivo fuerte para preferir \bar{m} o \bar{m}' . Si la tabla de fecundidad se registra, \bar{m} se calcula fácilmente; de otro modo, \bar{m}' se estima como la edad x en la cual $P_x = \frac{1}{2} P_{50}$

Cómo se desarrollaron los multiplicadores para estimar $q(a)$

Examinaremos la relación entre D_2 y $q(2)$ para ilustrar el método por el cual se obtuvieron los multiplicadores del cuadro 6. Los multiplicadores se basan en las mismas funciones modelo de fecundidad usadas anteriormente:

$$f(x) = k(x-s)(s+33-x)^2$$

$$(\text{para } s \leq x \leq s+33).$$
(3)

s es la edad más temprana de reproducción, y k es un factor "escala" que determina el total de hijos nacidos vivos al final de la reproducción (a la edad $s+33$). k no afecta la relación entre D_2 y $q(2)$. A falta de mortalidad, la distribución por edad de los hijos nacidos vivos a las mujeres entre 20 y 25 sería ^{8/}

$$C_2(a) = \frac{\int_{20}^{25} f(x-a)dx}{\int_0^{25-s} \int_{20}^{25} f(x-a)dx da}$$
(4)

en que $C_1(a)$ es la distribución por edad (al no haber mortalidad) de los hijos nacidos vivos a las mujeres en el intervalo ^{1/}imo de edad, $C_1(a)$ concierne a los hijos nacidos a las mujeres de 15-20, $C_2(a)$ a las mujeres de 20-25, etc. El gráfico 2 muestra C_2, C_3, \dots, C_7 para $s = 14,5$ años.

La proporción fallecida entre los hijos nacidos vivos a las mujeres de 20-25 es ^{9/}

$$D_2 = \int_0^{25-s} C_2(a)q(a)da$$
(5)

Es un procedimiento arduo pero no intrínsecamente difícil calcular $C_2(a)$ según la ecuación (4), para un valor dado de s , para luego calcular D_2 según esta distribución por edad, y los valores de $q(a)$ según una tabla de vida especificada. Cuando $s = 14,5$, y $q(a)$ se toma de una tabla de vida "típica", ^{10/} se encuentra que D_2 es prácticamente igual a $q(2)$: en realidad, igual a $0,990 q(2)$. Por lo tanto, se necesita un multiplicador de 1,010 para convertir D_2 en $q(2)$. Puede obtenerse P_1 y P_2 (paridez media para las mujeres de 15-20 y 20-25) integrando dos veces $f(x)$ en la ecuación (3). Cuando s es 14,5, P_1/P_2 es 0,205. Nótese que 0,205 es uno de los valores anotados en el cuadro 6. El cálculo de las demás anotaciones se realizó con un procedimiento paralelo. Los factores tabulados de ajuste son válidos para una table "típica" de mortalidad, y para tablas de fecundidad definidas por la ecuación (3) para diferentes valores de s , la edad más temprana de la reproducción. Su utilidad práctica depende de estas consideraciones: 1) si (con una mortalidad "típica") los multiplicadores apropiados para las tablas de fecundidad definidas por la ecuación (3) son también apropiados para las tablas de fecundidad reales con los mismos valores de P_2/P_1 ,

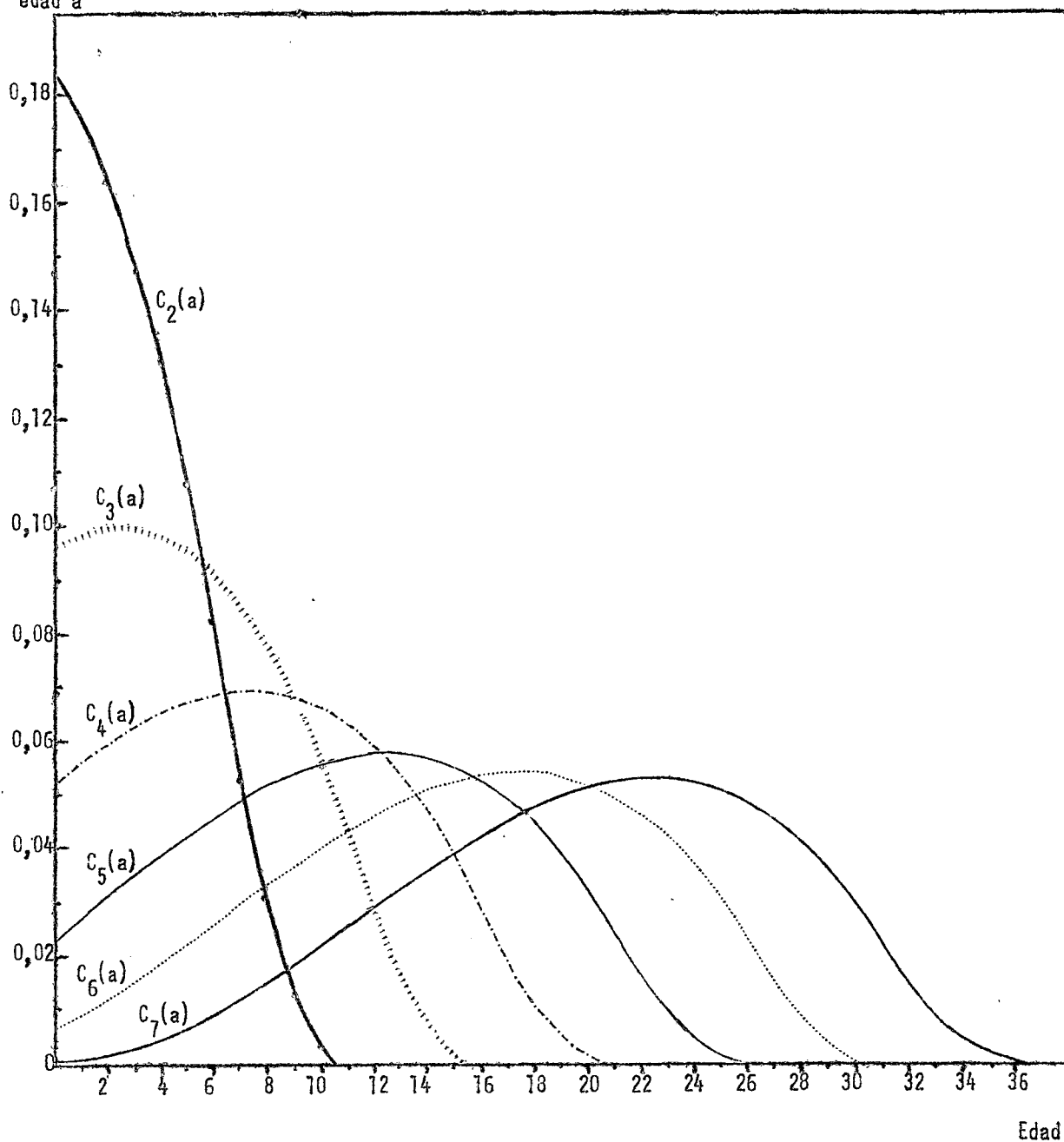
^{8/} Cf. ecuación (1).

^{9/} Cf. ecuación (2).

^{10/} La tabla de vida "estándar" se obtuvo promediando los valores $q(a)$ de varias tablas de alta mortalidad. Es casi idéntica a una tabla modelo de la familia occidental.

Gráfico 2

DISTRIBUCIONES POR EDAD DE LOS HIJOS NACIDOS VIVOS A LAS MUJERES, PARA LAS MADRES DE
 20-25 $[C_2(a)]$ a 45-50 $[C_7(a)]$
 Proporción a la edad a



\bar{m} , ó \bar{m}' ; 2) si los factores de corrección apropiados para una tabla "típica" de vida son válidos para otros patrones de mortalidad por edades.

Resultan tranquilizadores los cálculos numéricos amplios con respecto a ambas consideraciones. La insensibilidad de los multiplicadores a la forma detallada de la función de fecundidad es indicada por el pequeño rango de factores de corrección incluso con valores completamente diferentes de P_1/P_2 , \bar{m} , o \bar{m}' . Por ejemplo, un valor de \bar{m} , (o \bar{m}') dos años más alto, o un valor¹ de P_1/P_2 un 54 por ciento más grande, se asocia con un multiplicador para D_2 sólo un 6 por ciento más alto, y para D_3 sólo de un 2,5 por ciento más alto, aunque el multiplicador de D_1 es un 11 por ciento más alto. Las tablas observadas de fecundidad para años¹ individuales de edad, cuando se combinan con la tabla típica de mortalidad en la ecuación (5), dan valores calculados de D_1 que por lo general difieren en menos del 2 por ciento de los valores calculados con una función de fecundidad definida por la ecuación (3), que tiene el mismo valor de P_1/P_2 . Ocurren excepciones -diferencias mayores- en las edades más jóvenes en la relación entre D_1 y $q(1)$ en diferentes tablas de fecundidad con un valor dado de P_1/P_2 . Como lo demuestra la ecuación (5), la relación de D_1 con $q(a)$ depende de cómo la composición por edad de los hijos nacidos vivos afecte a la proporción fallecida. Una razón dada de P_1/P_2 no deja mucho lugar para que varíe la división de los hijos nacidos vivos a las mujeres de 20-25 ó 25-30 en niños menores y mayores; pero incluso con un valor dado de P_1/P_2 , pueden haber distribuciones por edad significativamente diferentes de los hijos nacidos a las mujeres de 15-20. Por lo tanto, las estimaciones de $q(1)$ basadas en D_1 están sujetas a grandes errores.^{11/}

Para ilustrar el efecto de la forma detallada de la función de fecundidad, se calcularon valores de D_1 según la tabla de fecundidad por edades específicas (en años individuales de edad) para Inglaterra y Gales, 1951, conjuntamente con la tabla de mortalidad "típica". Se calcularon luego factores de multiplicación que convertirían estos valores de D_1 en $q(1)$, $q(2)$, ..., $q(20)$, computados mediante la división de $q(1)$ por D_1 calculada, $q(2)$ por D_2 , y finalmente $q(20)$ por D_{20} calculada. Obsérvese que la tabla de fecundidad no concuerda satisfactoriamente con el modelo, ya que como sucede típicamente en la fecundidad de los países altamente modernizados, la variancia es mucho menor que en el modelo. Los factores de multiplicación exactos calculados para esta tabla de fecundidad se comparan aquí con los factores tomados del cuadro 6 para tablas modelo con la misma edad media (28,16 años) y la misma P_1/P_2 (0,062) que la tabla para Inglaterra y Gales.

^{11/} Hay otros motivos para desconfiar de la proporción fallecida informada entre los hijos nacidos a las mujeres menores de 20. En una encuesta de muestreo, o en el censo de una pequeña población, el número total de niños muertos para esta edad probablemente sea pequeño y esté sujeto a una gran variabilidad de muestreo. Segundo, en algunas poblaciones (si es que no en todas) la mortalidad infantil entre los hijos nacidos a las madres muy jóvenes no es representativa de la mortalidad infantil general.

Comparación de factores de multiplicación exactos y estimados

	Grupo de edades de las madres en años						
	15-20	20-25	25-30	30-35	35-40	40-45	45-50
Exacto	1,119	1,121	1,037	1,017	1,021	0,998	0,996
Estimado: \bar{m}	1,006	1,025	1,002	1,008	1,018	0,995	0,994
P_1/P_2	1,207	1,111	1,047	1,040	1,049	1,031	1,032

Estas comparaciones muestran nítidamente las características de las aproximaciones introducidas por la aplicación del modelo de fecundidad. En las edades por sobre los 30 años las estimaciones según el índice de ubicación \bar{m} son mejores que las obtenidas según la medición P_1/P_2 y están muy cercanas a los factores exactos. Para los grupos de edades 20-25 y 25-30 años, el basarse en los P_1/P_2 observados da resultados mucho más satisfactorios. La norma propuesta (el uso del índice P_1/P_2 para los primeros tres grupos y posteriormente de \bar{m}) conduce a un error en los factores estimados que es menor a un 1 por ciento, excepto para las madres más jóvenes. Para este primer grupo de edades de las mujeres ninguna de las mediciones de ubicación proporciona estimaciones que se acerquen mucho al valor exacto. El error proveniente del uso de P_1/P_2 (alrededor del 8 por ciento) no conduciría a un $q(1)$ gruesamente inexacto. Las razones de por qué es inadecuado el modelo en los primeros años del período de reproducción ya se discutieron en relación a la estimación del promedio de hijos nacidos vivos por mujer según las tasas actuales de fecundidad. Las limitaciones son impuestas por la naturaleza de la evidencia y de las observaciones; no podrían ser superadas simplemente con la modificación de las técnicas de cálculo.

En la derivación de los factores de multiplicación se usó una tabla típica fija de vida. Resulta fácil observar que se hubiesen obtenido exactamente los mismos resultados con otra tabla de vida en la cual la probabilidad de fallecer antes de cualquiera edad era unas C constantes veces la correspondiente medición típica. Todas las proporciones de niños fallecidos por edad de la madre, y por consiguiente los valores D , serían multiplicados por C ; las razones entre las q probabilidades y las D proporciones, que dan los factores de multiplicación, no serían alteradas.

Los multiplicadores apropiados para una table "típica" de mortalidad, $q_s(a)$ también son apropiados para cualquier tabla de mortalidad en que la proporción que fallece a cada edad sigue el mismo patrón que en la tabla típica; v.g., en que $q(a) = V \cdot q_s(a)$, siendo V cualquier constante. Para las tablas de vida que concuerdan con las tablas modelo de Occidente y con e_0^0 entre 30 y 50 años, la proporción que sobrevive hasta las edades adultas jóvenes es prácticamente un multiplicador constante de los valores de la norma, como lo demuestra el cuadro 7.

Cuadro 7

q(a) EN CUATRO TABLAS MODELO DE VIDA DEL
OESTE COMO UN MULTIPLO DE $q_s(a)$ $\sqrt{?}$

Edad a	$e_o^o = 20,0$	$e_o^o = 30,0$	$e_o^o = 40,0$	$e_o^o = 50,0$
1	2,44	1,71	1,19	0,79
5	2,31	1,68	1,19	0,79
10	2,27	1,68	1,20	0,80
15	2,24	1,68	1,21	0,81
20	2,17	1,64	1,19	0,81

Otras tablas modelo no concuerdan tan bien con el modelo en los patrones de mortalidad con la norma. Entre las tablas modelo de Coale-Demeny, las menos concordantes son las tablas del Sur (véase cuadro 8). Para una tabla típica de vida con el patrón del Sur (España 1930), el factor de corrección para estimar $q(2)$ tiene sólo un 2 por ciento de error cuando P_1/P_2 es 0,205, y el error para $q(3)$, $q(5)$, y edades mayores es aún menor. No obstante, si la fecundidad presenta un patrón excepcionalmente joven, el error al estimar $q(2)$ es más grande, como lo es el error en las estimaciones de $q(1)$ con tablas de mortalidad que se "desvían" de la norma.

Cuadro 8

q(a) EN CUATRO TABLAS MODELO DE VIDA DEL SUR COMO
UN MULTIPLO DE $q_s(a)$

Edad a	$e_o^o = 20$	$e_o^o = 30$	$e_o^o = 40$	$e_o^o = 50$
1	2,06	1,53	1,15	0,86
5	2,44	1,83	1,38	0,95
10	2,41	1,83	1,35	0,95
15	2,36	1,80	1,34	0,94
20	2,25	1,74	1,30	0,91

Hay indicaciones (no totalmente concluyentes) de que el patrón de mortalidad en la infancia y en la niñez de la familia del Norte de las tablas modelo de vida se ajusta mejor a la experiencia africana que el de la familia del oeste. La característica pertinente de la mortalidad del Norte es que la mortalidad infantil es relativamente baja y la mortalidad juvenil (por encima de la edad de 1 año) es relativamente alta. Esta característica se ajusta a lo que muchos observadores (y algunos estudios especiales) han informado acerca de las poblaciones africanas. Por lo tanto se construyó una tabla de vida "típica

africana", ^{12/} que en la infancia se basa en la familia del Norte, y se calculó una serie alternativa de factores para convertir D_1 en $q(a)$ sobre la base de este patrón de mortalidad algo diferente. Estos multiplicadores alternativos se comparan en el cuadro 9 con los multiplicadores basados en una tabla típica de vida que concuerda con el patrón de Occidente.

Aunque el patrón de las diferencias entre las dos series de factores es complejo, los rasgos principales son evidentes. Las mayores desviaciones ocurren cuando los factores se alejan más del valor 1,00. Los errores son mayores para el grupo de edades más jóvenes de las madres y tienden a disminuir para las mujeres mayores. Con excepción del primer grupo de edades y, en algunos casos, ubicaciones extremas de la distribución de la fecundidad, la diferencia máxima en los factores es de alrededor del 3,5 por ciento. Fuera de esto, la dirección de la diferencia no es la misma en todos los grupos de edades.

Estas diferencias indican que ante la incertidumbre sobre la forma de la tabla de mortalidad no pueden esperarse estimaciones precisas. Por otra parte, se sabe que existen otras fuentes de error y de sesgo, y la imprecisión resultante del patrón de mortalidad por edades no parece importante. ^{13/}

Cuadro 9

COMPARACION DE FACTORES DE MULTIPLICACION DERIVADOS DE PATRONES
DE MORTALIDAD TIPICOS (S) Y AFRICANOS (A)

Intervalo de edad	<u>S</u>	<u>A</u>	<u>S</u>	<u>A</u>	<u>S</u>	<u>A</u>	<u>S</u>	<u>A</u>
15-20	0,890	0,831	0,977	0,936	1,129	1,124	1,425	1,530
20-25	0,959	0,916	1,010	0,983	1,082	1,076	1,188	1,212
25-30	0,962	0,917	0,994	0,960	1,033	1,013	1,081	1,081
30-35	0,975	0,937	1,002	0,972	1,031	1,010	1,063	1,055
35-40	0,982	1,001	1,011	1,038	1,040	1,075	1,069	1,115
40-45	0,955	0,962	0,988	0,999	1,021	1,037	1,052	1,076
45-50	0,953	0,954	0,986	0,989	1,021	1,026	1,057	1,067
\bar{m}	25,7		27,7		29,7		31,7	

^{12/} Véase último párrafo de la pág. 44.

^{13/} Los factores de multiplicación basados en el patrón septentrional fueron desarrollados y comparados con los basados en un patrón del Oeste sólo después que el análisis de población informado en otros capítulos había sido completado. Porque el patrón verdadero de mortalidad es materia de conjeturas y porque las diferencias son pequeñas para todas las edades excepto las edades jóvenes y para los patrones extremos de fecundidad, se conservaron los cálculos basados en la vida "estándar", original.

Lo que se ha dicho hasta aquí acerca del método de Brass para estimar la mortalidad puede resumirse en tres enunciados:

1) La proporción fallecida entre los hijos nacidos vivos de las mujeres de 15-20, 20-25, 25-30, ..., 60-65 es aproximadamente igual a $q(1)$, $q(2)$, $q(3)$, $q(5)$, $q(10)$, ..., $q(35)$, siempre que la tabla de fecundidad tenga una edad media de alrededor de 28 años.

2) El cuadro 6 permite estimar $q(1)$, $q(2)$, etc. según D_1 , D_2 , ..., etc., para tablas de fecundidad con reproducción temprana o tardía como también con una edad media de 28 años.

3) Las variaciones del patrón entre las tablas de fecundidad con la misma P_1/P_2 (o la misma \bar{m}) y las variaciones en el patrón de la mortalidad por edades causan errores al estimar $q(2)$, $q(3)$, $q(5)$, etc., pero sólo de unos pocos porcentajes; no obstante, esas variaciones pueden causar errores más grandes en las estimaciones de $q(1)$.

En esta discusión se ha supuesto implícitamente que las estimaciones se hacen según datos exactos sobre una población con tasas de fecundidad y de mortalidad invariables. Consideraremos ahora cómo las estimaciones de $q(1)$, $q(2)$, ... son afectadas por cambios en las tasas de fecundidad o mortalidad, por las inexactitudes que se encuentran en los censos o encuestas de Africa, y por fuerzas selectivas que tienden a hacer que las tasas informadas de supervivencia no sean representativas.

La fecundidad variable y las estimaciones de Brass de la mortalidad infantil y juvenil

La fecundidad por edades afecta las estimaciones de la mortalidad juvenil, pero no su nivel y por tal razón hay que tomar en cuenta la estructura de la fecundidad. Por consiguiente, la inexactitud introducida por la fecundidad cambiante surge de las diferencias en el patrón por edades entre la fecundidad de una cohorte dada (digamos de las mujeres que ahora tienen 25-30) y de la muestra representativa dada de la población. Imaginémonos que la fecundidad ha estado bajando en todas las edades. La distribución por edad estimada para los hijos nacidos vivos de las mujeres de 25-30 se basa en el supuesto de que cuando estas mujeres tenían 15-20 años y 20-25 años tenían la misma fecundidad que las mujeres que ahora tienen esa edad. Pero cuando la fecundidad ha bajado, las mujeres que ahora tienen 25-30 tenían una fecundidad superior cuando tenían las edades 15-20 ó 20-25 que la que ahora informan las mujeres más jóvenes. En consecuencia, la distribución por edad de los niños nacidos vivos contiene más niños mayores de lo que se supone implícitamente al seleccionar el multiplicador para estimar $q(3)$. El valor de P_1/P_2 para la cohorte es superior que para la muestra representativa cubierta por el censo. Por consiguiente, el multiplicador seleccionado del cuadro 6 es demasiado grande, y la estimación de $q(3)$ demasiado abultada. Sin embargo, es probable que el efecto no sea importante, porque, salvo unas pocas excepciones, todas las tendencias generales de la fecundidad experimentadas en Africa son graduales, y porque los factores del cuadro 6 no son sensibles a pequeñas diferencias de P_1/P_2 .

Tasas de mortalidad variables y las estimaciones de Brass de la mortalidad juvenil

La conversión de D_1 en $q(a)$ es derivada mediante el uso de valores provenientes de una tabla de vida que expresa los riesgos de mortalidad a los que están expuestos los niños pequeños. No obstante, $q(a)$ puede identificarse con la tabla de vida prevaleciente en la época de la encuesta sólo si la mortalidad ha permanecido constante durante los años anteriores a la encuesta. De hecho, $q(a)$ en la ecuación (5) es la proporción de las muertes en la edad a entre las personas nacidas a años antes de la encuesta o censo; expresa más bien la mortalidad de la cohorte que la mortalidad del período de la encuesta. Cuando la mortalidad está cambiando, el mayor cambio se produce por lo general en la mortalidad infantil. Por lo tanto, la mortalidad infantil que experimentaron los que tienen 9 ó 10 años puede haber sido muy distinta a la que experimentaron los niños que actualmente tienen menos de 1 año. El gráfico 3 muestra una $q(a)$ que expresa la mortalidad acumulativa experimentada por cada una de las cohortes nacidas en los 15 años precedentes, en el supuesto de que la esperanza de vida al nacer ha subido de 38,5 a 52,4 en el intervalo de 15 años. Para propósitos de comparación, también se muestra la curva que representa a la mortalidad $\{q'(a)\}$ en la tabla de vida actual. En estas circunstancias, D_3 es unas 1,25 veces $q'(3)$ -y unas 1,15 veces $q(3)$ - si la edad media de las tablas de fecundidad es de 27,7 años. El multiplicador en el cuadro 6 es 0,994; el multiplicador apropiado para obtener el valor actual de $q(3)$ con D_3 sería sólo de casi 0,80. Cuando las tasas de mortalidad bajan con rapidez, la sucesión de las estimaciones $q(1)$, $q(2)$, $q(3)$, $q(5)$... tiende a aumentar más rápidamente con la edad que $q'(a)$, que expresa la mortalidad contemporánea, o que $q(a)$, que expresa las muertes acumulativas de los niños de a años de edad al momento de la encuesta. No obstante, las estimaciones de $q(2)$ y $q(3)$ serían representativas de la mortalidad media de un período breve (menos de una década) antes del censo o encuesta.

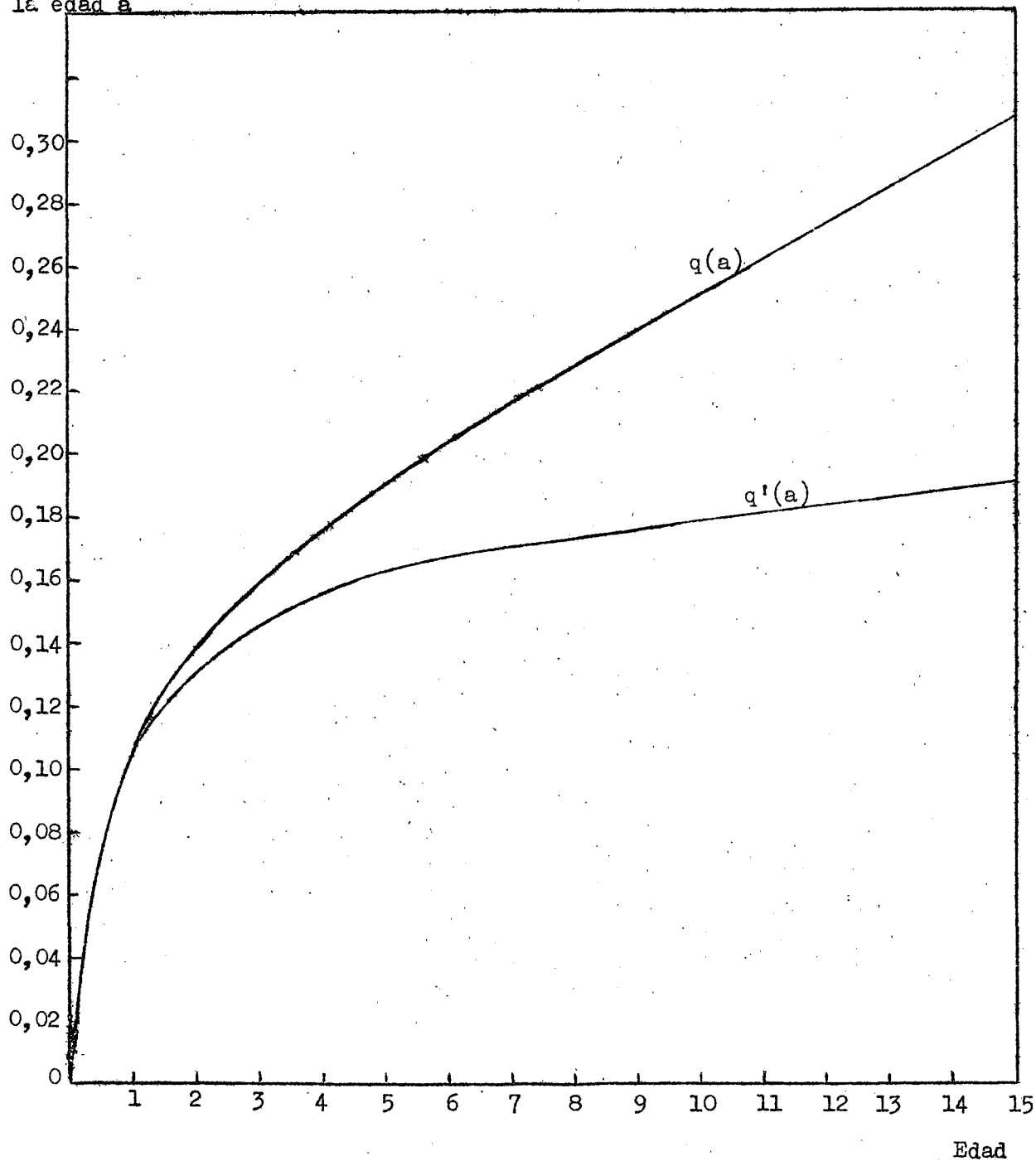
Las estimaciones de Brass de la mortalidad y la tendencia a declarar en forma incompleta el número de niños nacidos vivos

Anteriormente en este capítulo (en la discusión de la estimación de la fecundidad) se anotó la tendencia de las mujeres mayores (o de las mujeres con muchos hijos) a declarar en forma incompleta el número de hijos que han dado a luz. Parece plausible que las mujeres tiendan a omitir una proporción mayor de los hijos que han fallecido que de los que han sobrevivido. La Encuesta Nacional de Muestreo de la India encontró una mortalidad infantil informada menor entre los niños nacidos en el pasado remoto que entre los niños nacidos en los años inmediatamente anteriores a la encuesta, ^{14/} aunque la mortalidad indudablemente había declinado en vez de subir en los años de referencia. No se puede aseverar con seguridad que los sesgos encontrados en las encuestas de la India vayan a reproducirse en Africa, pero la experiencia en la India afianza el escepticismo natural sobre la exactitud de las proporciones que las mujeres mayores informan como muertos. La forma del sesgo a esperarse de este posible efecto es una $q(a)$ estimada que aumenta demasiado lentamente con la edad, o, si el efecto fuera lo suficientemente grande, disminuye con la edad. Este sesgo naturalmente sería menor en las estimaciones de $q(1)$, $q(2)$ y $q(3)$.

^{14/} Ajit Das Gupta et al., Couple Fertility. The National Sample Survey, N° 7, India, Departamento de Asuntos Económicos, 1955, págs. 59-61.

Gráfico 3

PROPORCIÓN FALLECIDA EN LA EDAD a SEGÚN LA TABLA DE VIDA ACTUAL, $q(a)$,
 (MODELO DEL OESTE, MUJERES, $e_0^0 = 52,5$), Y DE ACUERDO A LOS RIESGOS
 EXPERIMENTADOS POR CADA COHORTE CUANDO e_0^0 HA ESTADO SUBIENDO EN
 0,92 AÑOS POR AÑO, $q'(a)$
 Proporción fallecida a la edad a



Otro tipo de omisión que cabe esperar en los datos de encuestas sobre la supervivencia juvenil es la omisión de los niños que murieron a poco de nacer. Las encuestadas pueden no darse cuenta de la necesidad de informar el nacimiento de un niño que no sobrevivió lo suficiente como para ocupar un lugar en la familia. El sesgo ocasionado por estas omisiones presumiblemente rebajaría las estimaciones de $q(a)$ en todas las edades en alrededor de la misma cantidad, pero el sesgo no sería revelado por ninguna distorsión visible en la forma de $q(a)$.

Las estimaciones de Brass de la mortalidad y el error en la declaración de la edad

La distribución por edad registrada en la mayor parte de los censos o encuestas africanos es evidentemente inexacta, de modo que una definición cuidadosamente formulada de D_2 debiera decir, "la proporción fallecida entre los niños nacidos vivos informada por las mujeres cuya edad registrada es de 20-25 años". Las verdaderas edades de estas mujeres incluyen algunas que verdaderamente tienen 20-25 y muchas que no. No se puede intentar aquí una discusión general acerca de los efectos del error en la declaración de la edad porque los efectos dependen de un modo complejo de las relaciones que pueden existir entre la paridez de la madre y la supervivencia de sus hijos pequeños por una parte, y el error en la declaración de la edad, por la otra. D_2 es (repetimos) verdaderamente una declaración de las proporciones fallecidas entre los niños nacidos vivos para las mujeres cuya paridez media es la de las mujeres que se informa tienen 20-25 años. La distribución por edad de los hijos nacidos vivos se juzga según P_1/P_2 . Pero si, por ejemplo, las jóvenes de 13-19 con paridez dos fueron típicamente informadas como de más de 20 años, el valor registrado de P_1/P_2 sería demasiado pequeño, y el multiplicador aplicado a D_2 para estimar $q(2)$ tendería a ser demasiado grande. Podrían resultar otras deformaciones si las estimaciones de edad para las mujeres cuyo hijo (o hijos) habían fallecido fuesen sistemáticamente diferentes de las estimaciones para las mujeres cuyos hijos habían sobrevivido.

El hecho que los índices de edad usados para calcular los factores de ajuste en el cuadro 6 se basan en la fecundidad informada o en la paridez informada por edad significa que los errores de edad que afectan a D_1 , D_2 , etc., son los mismos que los que afectan a los factores estimados de ajuste. Si los errores de edad no tuviesen ninguna relación sistemática con la paridez, fecundidad, o con las proporciones de niños supervivientes, la información inexacta de la edad por consiguiente no produciría un efecto importante en las estimaciones de $q(a)$.

Las estimaciones de Brass de la mortalidad y las fuerzas selectivas que afectan a la proporción fallecida entre los niños nacidos vivos

Las proporciones fallecidas entre los niños nacidos vivos a las mujeres en un intervalo dado de edades —digamos entre 30 y 35— no son necesariamente representativas de la proporción fallecida entre todos los niños nacidos al mismo tiempo que el de ellas. Puede existir, de hecho parece probable de que exista, una mortalidad menor entre los hijos nacidos a las mujeres que han sobrevivido ellas mismas que entre los hijos nacidos a las mujeres que posteriormente fallecieron. Una cantidad de factores tienden a ocasionar esta correlación: el contagio dentro de los hogares, ambientes de mayor mortalidad que afectan tanto a la madre como a los niños, y la influencia directa de la muerte misma de la madre que hace que la mortalidad de sus hijos sea más probable. Esta asociación implica que las estimaciones de $q(a)$ basadas en las proporciones fallecidas entre su prole comunicadas

por las mujeres vivas presentan un sesgo descendente. El posible sesgo es menos importante para las mujeres más jóvenes (menores de 30) a causa del efecto acumulativo relativamente pequeño de la mortalidad en las edades maternas más jóvenes.

Otra fuente de sesgo es la asociación entre la mortalidad infantil por un lado y la edad y paridez de la madre por el otro. En muchas poblaciones que cuentan con registros confiables, la mortalidad del primogénito, y de los niños nacidos a las mujeres entre los 13-19 años, es considerablemente superior a la mortalidad de los demás hijos. Esta diferencia, si también prevalece en Africa, tendería a hacer que la $q(1)$ estimada según D_1 fuese alta en forma no representativa.

Sesgo global en las estimaciones de la mortalidad por el método de Brass

No se puede llegar a una conclusión final válida para todos los datos africanos con respecto al sesgo neto que surge en las estimaciones de $q(a)$ según las proporciones fallecidas entre los niños nacidos vivos. Los informes incompletos de sucesos pasados casi con certeza ocasionarían un error en la declaración de la mortalidad, porque la omisión de una proporción más alta entre la prole viva que entre la muerta es poco probable. En forma semejante, los sesgos provenientes de la mortalidad diferencial entre los hijos con madres que sobreviven a que no sobreviven causan una omisión de $q(a)$. Tanto las fallas de la memoria que aumentan con la edad como la mortalidad más alta entre los huérfanos tienden a hacer que $q(a)$ descienda cada vez más por debajo de los valores apropiados a medida que aumenta a , mientras que la omisión de los hijos que han muerto a poco de nacer rebaja las estimaciones de $q(a)$ en todas las edades. Una tendencia declinante de la mortalidad tiende a hacer que las estimaciones de $q(a)$ sean demasiado altas si se las interpreta como la mortalidad en la época del censo o encuesta, cada vez más excesivamente alta a medida que aumenta a . Sin embargo, cuando la mortalidad ha estado declinando, las estimaciones no tenderían a ser excesivamente grandes si se interpretan como tasas medias prevalecientes en los años previos al censo -los últimos dos o tres años para $q(1)$, los últimos cinco o seis para $q(2)$, los últimos ocho o nueve para $q(3)$ -.

El error en la declaración de la edad puede o aumentar o disminuir las estimaciones de la mortalidad en una edad dada, quizás al producir una secuencia irregular de estimaciones de $q(a)$, pero sin llevar a ningún sesgo ascendente o descendente que pueda predecirse de modo general.

La omisión de los hijos fallecidos en las encuestas retrospectivas ha sido observada en países no africanos, y los informes sobre las muertes entre los niños menores de 1 año en relación a los nacimientos informados indican tasas de mortalidad infantil que resultan inaceptablemente bajas. Estos hechos sustentan la hipótesis intrínsecamente plausible de que las encuestadas africanas tienden a omitir una proporción más alta de hijos fallecidos que de hijos supervivientes. Esta probabilidad, combinada con un posible sesgo descendente resultante de fuerzas selectivas, lleva a la conclusión de que las estimaciones de $q(a)$ por los métodos de Brass por lo general deben considerarse como límites inferiores.

La secuencia exacta de $q(1)$, $q(2)$, $q(3)$, $q(5)$, etc., no puede considerarse seriamente como cifras exactas. Las omisiones, los errores en la declaración de la edad, y el efecto de las tendencias en la fecundidad y la mortalidad se hallan demasiado difundidos. $q(1)$ es una cifra especialmente poco confiable, y $q(10)$, $q(15)$, etc. se basan en el recuerdo de sucesos remotos por parte de mujeres cuyas respuestas es probable que sean poco representativas, especialmente respecto a

la experiencia actual de mortalidad. Las estimaciones $q(2)$, $q(3)$, y $q(5)$ a menudo pueden aceptarse como indicaciones mínimas del nivel de la mortalidad infantil y juvenil recientes.

Es a la vez sorprendente y tranquilizador con respecto a la utilidad del método el hecho que el nivel de mortalidad infantil y juvenil deducido de las proporciones fallecidas entre los niños nacidos vivos es casi siempre más alta que el nivel informado por las mujeres cuando se les pregunta acerca de sucesos del último año. Por qué las encuestadas informan acerca de los hijos fallecidos en forma más completa cuando se les pregunta sobre su experiencia total que cuando se les pregunta sobre su experiencia en un período específico reciente resulta confuso. Quizás la resistencia a informar los niños fallecidos se expresa más fácilmente en un error respecto a un período de referencia que en la supresión total del suceso. Cualquiera sea la explicación, las estimaciones de Brass de $q(a)$ parecen dar indicaciones más válidas de mortalidad en la época temprana de la vida que las preguntas directas acerca de la mortalidad.

Ejemplo del uso de las tablas

Las proporciones de niñas que murieron con anterioridad al censo de muestra de la Guinea Francesa en 1954-55 fueror. las siguientes:

Edad de la madre en años									
15-20	20-25	25-30	30-35	35-40	40-45	45-50	50-55	55-60	60-65
Proporción de niñas fallecidas									
0,224	0,299	0,354	0,379	0,401	0,429	0,448	0,478	0,484	0,505

Según los informes retrospectivos sobre los niños nacidos, P_1 es 0,54 y P_2 es 1,75, lo que da 0,309 para P_1/P_2 . La edad media de la distribución de fecundidad específica, calculada directamente de las tasas que se encuentran según los nacimientos del año anterior a la encuesta es de 27,32. Con el cuadro 6, los factores de multiplicación correspondientes a 0,309 para P_1/P_2 se encuentran interpolando entre la segunda y tercera columnas de factores, y los correspondientes a la media de 27,32, por la interpolación entre la tercera y cuarta columnas con los siguientes resultados:

Grupos de edades de las madres									
15-20	20-25	25-30	30-35	35-40	40-45	45-50	50-55	55-60	60-65
Factores según P_1/P_2									
0,903	0,967	0,967	0,979	0,987	0,960	0,958	0,972	0,974	0,971
Factores según \bar{m}									
0,957	1,000	0,988	0,997	1,005	0,981	0,979	0,994	0,995	0,992

El uso de los tres primeros factores según la hilera de P_1/P_2 y los restantes según la hilera \bar{m} para multiplicar las proporciones correspondientes de niños fallecidos da los valores q siguientes:

$q(1)$	$q(2)$	$q(3)$	$q(5)$	$q(10)$	$q(15)$	$q(20)$	$q(25)$	$q(30)$	$q(35)$
0,202	0,289	0,342	0,378	0,403	0,421	0,439	0,475	0,482	0,501

Los primeros ocho valores muestran un patrón normal de mortalidad con escasas irregularidades, pero los dos últimos son demasiado bajos para ser compatibles con los otros.

Estimación según tablas modelo de vida y poblaciones estables

En años recientes, las tablas modelo de vida y poblaciones estables han sido utilizadas con frecuencia cada vez mayor para estimar las características de poblaciones que sólo cuentan con registros pobres de nacimientos y fallecimientos y sólo con datos incompletos o inexactos sobre las distribuciones por edades y por sexo. La información acerca de las poblaciones africanas es escasa, incompleta y a menudo inexacta; y las circunstancias de la vida africana señalan que casi todas las distribuciones africanas por edad probablemente no se diferencian mucho de las distribuciones estables. Por consiguiente, las técnicas de las tablas de vida y de las poblaciones estables han sido los principales medios de estimación usados en este libro.

La tabla modelo de vida es una tabla de mortalidad estimada basada en 1) los patrones de mortalidad observados en la experiencia registrada de varias poblaciones que no incluyen a la analizada y 2) algún indicio sobre la mortalidad de esta última o algún aspecto registrado de ella. La justificación lógica para la estimación por medio de las tablas modelo de vida es que los patrones de edad de la mortalidad varían sólo dentro de límites restringidos. Las tasas de mortalidad para un grupo de edades guardan una alta correlación con las tasas de mortalidad para otros grupos; las tablas modelo de vida son una expresión de esta interrelación.

Podrían idearse muchos métodos de alternativa para resumir las posibles tablas de mortalidad en la forma de tablas modelo. ^{15/} Se usaron dos clases de tablas modelo en la Oficina de Investigación de la Población al analizar los datos africanos: una clase se denomina aquí tablas modelo de vida de Coale-Demeny y la otra tablas modelo de vida de Brass. Con cualquier tabla de vida se asocian una serie de distribuciones estables por edad que incorporan a la tabla de vida y a las tasas alternativas de crecimiento determinadas por la mortalidad específica y diversas tablas de fecundidad posibles. Cada forma de las tablas modelo de vida implica por lo tanto poblaciones modelo estables concomitantes.

^{15/} Se citan varios métodos diferentes ya usados por los demógrafos en Regional Model Life Tables and Stable Populations.

Se utilizaron las tablas de vida y poblaciones estables de Coale-Demeny para estimar las tasas de natalidad, las tasas de mortalidad y la composición por edad ajustada en el Congo, Sudán, Kenya, Tanganyika, Niger, Senegal, Liberia, Gambia, Ghana, Togo, Zambia, Rodesia, Nigeria y los territorios portugueses. ^{16/} El método de estimación consistió en elegir una población estable que compartiera un rasgo escogido de la distribución por edad registrada, y alguna otra propiedad observada o estimada de la población, como por ejemplo la tasa intercensal de crecimiento o las tasas de mortalidad juvenil. Luego se dio por sentado que la tasa de natalidad, la tasa de mortalidad y la composición por edad por intervalos quinquenales de la población estable servirían como aproximaciones de los parámetros de la población real. En muchos casos, las estimaciones obtenidas por este método pudieron confrontarse con estimaciones provenientes de fuentes esencialmente independientes; v.g., la tasa de natalidad podía compararse con estimaciones obtenidas según el método de Brass para calcular la fecundidad. Donde se podía hacer este tipo de comparaciones, la concordancia resultaba halagadoramente cercana.

Las tablas modelo de vida y poblaciones estables de Brass fueron usadas en una forma algo diferente. Las estimaciones de fecundidad en las zonas analizadas por Brass se obtuvieron por los métodos descritos anteriormente en este capítulo. Se seleccionó una tabla modelo de vida que fuese compatible con las estimaciones de la mortalidad juvenil obtenidas por los métodos ya descritos, y también compatible (donde era posible) con la información comunicada sobre los fallecimientos ocurridos en el año anterior entre la población no juvenil. Se escogió entonces una población estable que tuviera los niveles estimados de fecundidad y mortalidad, y se comparó la composición por edad estable con la distribución registrada. Nuevamente el expediente de la tabla modelo de vida y poblaciones estables sirvió como un medio para verificar la consecuencia de la distribución registrada por edad y las estimaciones de la fecundidad y mortalidad derivadas de otros tipos de datos, y nuevamente la población estable proporcionó la base para la distribución ajustada de la edad; pero la forma de la verificación de la consecuencia fue diferente. Las tablas modelo de vida y poblaciones estables de Brass se utilizaron de este modo en Dahomey, Guinea, República Africana Central, Alto Volta, Camerún del Norte, el Valle del Senegal, la Costa de Marfil, y Mali. ^{17/}

Los dos tipos de tablas modelo de vida

La serie de tablas modelo de vida presenta las tasas de mortalidad por edades específicas o el número de supervivientes hasta cada edad que cabe esperar según condiciones variables de mortalidad. Si se supone que la experiencia de mortalidad puede representarse en forma cercana por la variación en el valor de un parámetro, puede calcularse una "familia" única de tablas modelo de vida. En estas circunstancias, el número de supervivientes hasta cada una de las edades, o las tasas de mortalidad a todas las edades, se estiman según un índice único de la experiencia de mortalidad de una población, como por ejemplo la esperanza de vida al nacer, o la proporción que sobrevive hasta los dos años. Las tablas modelo de vida de Naciones Unidas son un ejemplo. El análisis de las tablas de vida registradas revela casos de tablas de mortalidad

^{16/} Véanse los capítulos 4, 6 y 8-10.

^{17/} Véase el capítulo 7.

que difieren marcadamente de las tablas modelo de Naciones Unidas, y es evidente que ninguna familia de tablas con un parámetro único produciría un ajuste satisfactorio con los diversos patrones de mortalidad observados.

Se han utilizado dos métodos para acomodar el recurso de la tabla modelo de vida a la diversidad de patrones de mortalidad. Uno (empleado en los modelos de Coale-Demeny) es ubicar varias "familias" individuales de tablas de vida que son más uniformes en su patrón que la totalidad de tablas de vida observadas, y luego construir varias colecciones de tablas modelo de vida con parámetro único, en que cada una representa una agrupación de patrones semejantes de mortalidad. El otro enfoque (ejemplificado por las tablas modelo de Brass y también por las tablas modelo de vida basadas en el análisis de factores) consiste en emplear dos o más parámetros para formar tablas modelo de vida que exhiban algunos de los diversos patrones de edad que se encuentran en las tablas de vida observadas.

Las tablas modelo de vida de Coale-Demeny se basaron premeditadamente en un grupo preseleccionado de tablas de vida registradas que se sabía estaban derivadas de datos relativamente confiables; v.g., las tablas de vida derivadas de datos con errores extremos en la declaración de la edad, u omisiones importantes de fallecimientos, o con extensas omisiones de la población base fueron descartadas. Las tablas de vida derivadas de datos de calidad deficiente a menudo tienen patrones de mortalidad por edades, marcadamente individuales, y, según el criterio de Coale-Demeny, no es seguro si esta divergencia es el resultado de diferencias auténticas en el patrón de mortalidad o es producida por errores en la información de la edad, en los registros de fallecimientos o en la enumeración de la población base. No es dable suponer que las tablas de vida de todas las poblaciones se aproximen a una de las cuatro familias. Tres de las familias se derivan totalmente de tablas de vida europeas, y un 60 por ciento de las tablas que sirven de base para la cuarta familia son europeas; es poco probable que la variedad de patrones europeos de mortalidad agote la variedad que es posible encontrar en el mundo.

Si existiesen tablas de vida africanas exactas podrían perfectamente concordar vagamente, cuando mucho, con algún patrón único de mortalidad en la experiencia del número limitado de poblaciones que cuentan con estadísticas vitales y censos exactos. No hay razón para esperar que las tablas de vida para toda población africana, si se conocieran, concordarían en forma absolutamente satisfactoria con las tablas que se encuentran en las familias de Coale-Demeny. Sin embargo, una de estas familias (la familia de Occidente) se halla cerca del patrón central que muestran todas las tablas de vida de buena calidad al considerarlas en conjunto; incorpora la experiencia de una mayor cantidad de tablas que cualquiera de las otras familias; y se ha encontrado que las tablas de vida de Taiwan, Japón y Singapur concuerdan tan bien como las tablas europeas con los modelos de Occidente. Por consiguiente, hay cierta razón para aceptar la familia de Occidente como la mejor suposición del patrón prevaleciente de mortalidad para toda población al no existir evidencia que la contradiga. Por otra parte, en los niveles entre moderados y altos de mortalidad (como los que se encuentran en las poblaciones africanas), las estimaciones de las tasas de natalidad y de mortalidad basadas en tablas modelo del Norte se diferencian en poco de las que se obtienen según la familia de Occidente, y la familia del Norte de tablas de vida presenta una característica —la mortalidad infantil baja en relación a la mortalidad de 1 a 5— que los observadores a menudo han atribuido a las poblaciones africanas.

Por consiguiente, al hacer estimaciones para Africa, las tablas del Norte se escogieron a veces prefiriéndolas a las de Occidente.

Brass ha construido un sistema de tablas modelo de vida de dos parámetros que presenta un patrón de edad básico que expresa ciertas características aparentemente comunes en la experiencia de la mortalidad africana: la baja mortalidad infantil en relación a la mortalidad de 1 a 5 años mencionada en el párrafo anterior, y tasas de mortalidad que aumentan rápidamente desde la edad de 20 hasta los 50. Su sencillo modelo de mortalidad de dos parámetros permite usar indicios sobre ciertas características del patrón de los fallecimientos por edades, experimentados por una población específica. En realidad, la tabla modelo de Brass puede construirse para dar una proporción prefijada que sobrevive hasta cada una de dos edades escogidas arbitrariamente. Así, si existen indicaciones seguras de los niveles relativos de la mortalidad juvenil y de la mortalidad adulta, el sistema de tablas modelo de vida de Brass permite la selección de una tabla de vida que incorpora esta relación.

El enfoque de Coale-Demeny aceptaría como correctas las tasas de mortalidad de base más sólida -por ejemplo, las estimaciones de las proporciones que sobreviven hasta la edad de 2 ó 3 años derivadas de informes sobre la supervivencia entre los hijos nacidos vivos- y luego elegiría la tabla modelo de vida correspondiente de la familia del Oeste o del Norte. Típicamente las tasas de mortalidad adulta en una tabla modelo seleccionada de esta manera difieren de las tasas de mortalidad adulta informadas para el año anterior por los censos o la encuesta demográfica. El enfoque de Coale-Demeny acepta la mortalidad adulta que acompañaría a la mortalidad juvenil estimada dada en la experiencia de poblaciones con datos exactos, y no concede importancia a los informes sobre los fallecimientos adultos del último año que por diversos motivos aparecen como poco confiables. El enfoque de Brass también acepta las estimaciones relativamente convincentes de la mortalidad juvenil según datos sobre los hijos nacidos vivos, y luego busca indicios (en las tasas de mortalidad adulta informadas) acerca de la forma en que varía la mortalidad con la edad.

Las tablas modelo de vida y poblaciones estables de Coale-DemenyCálculo y uso

Regional Model Life Tables and Stable Populations 18/ contiene varios cientos de páginas de tablas; el lector que desea basar sus estimaciones en las tablas modelo debe remitirse a este volumen y consultar la descripción e instrucciones contenidas en la introducción. La discusión en este capítulo por lo tanto se limita a un breve planteamiento acerca de la forma cómo se construyeron las tablas modelo de vida, y a una descripción de su uso para hacer estimaciones para las poblaciones africanas.

Cada una de las cuatro familias de tablas modelo de vida expresa el patrón de las tasas de mortalidad por edad que se encuentra en un grupo de poblaciones que se caracterizan por la homogeneidad del patrón de mortalidad. La homogeneidad fue detectada cuando se compararon las tasas de mortalidad de toda tabla de vida confiable con una serie de tablas modelo de un parámetro que expresaban la experiencia mundial media. Un grupo de tablas de vida escandinavas mostraba una tendencia uniforme hacia la mortalidad baja de los ancianos, y también una mortalidad infantil baja en relación a las tasas a las edades 1 a 4; otro grupo de tablas de Europa central tenía un patrón característico que incluía tasas altas en la infancia y en la ancianidad; y un tercer grupo de Europa Meridional mostraba tasas altas entre 1-4 y tasas bajas en las edades maduras tardías. Un grupo residual grande, que comprendía la experiencia en una gran parte de Europa Occidental, más los Estados Unidos, Canadá, Australia y Nueva Zelandia, Taiwan, y Japón, no mostraba desviaciones características consecuentes respecto al patrón mundial medio de la mortalidad por edades. Las tablas escandinavas se usaron como la base para las tablas modelo de vida del Norte; las tablas europeas centrales formaron la base para las orientales; las europeas meridionales para las del Sur; y las tablas de vida residuales, relativamente cercanas a la experiencia media, formaron la base para las del Oeste. La correlación entre las tasas de mortalidad a las diferentes edades era muy alta (casi siempre por encima de 0,90, y por lo general por encima de 0,95) dentro de cada familia, y en cada familia más alta que en las cuatro familias consideradas en conjunto.

Cada serie de tablas modelo se calculó computando en primer lugar la regresión lineal $1^q_0, 4^q_1, 5^q_5, \dots, 5^q_{75}$ sobre e^0_{10} para los hombres y mujeres dentro de la familia seleccionada de tablas de vida, y luego permitiendo que el índice (e^0_{10}) asumiera valores que producirían tablas modelo a niveles que fluctúan entre una esperanza de vida al nacer (para las mujeres) de 20 años y una esperanza de vida más elevada que la experimentada por cualquier población africana. En las esperanzas de vida más altas se hizo una transición a la regresión del logaritmo de las tasas de mortalidad en e^0_{10} para evitar tasas absurdas de mortalidad a ciertas edades. Sin embargo, esta característica de las tablas modelo no es pertinente para la mayoría de las estimaciones de este libro.

Para cada tabla modelo de vida, se calcularon 26 poblaciones estables, con tasas de crecimiento que fluctúan entre -0,010 y 0,050 y tasas brutas de reproducción entre 0,800 y 6,00. Se calcularon e imprimieron diversos parámetros -la tasa de natalidad, la tasa de mortalidad, la tasa de crecimiento, las tasas de reproducción bruta y neta, la edad media, etc.- para cada población estable.

18/ Coale y Demeny.

La población estable presenta la distribución por edad, la tasa de crecimiento, y muchas otras propiedades que caracterizarían a una población cerrada sujeta durante muchos años a tablas especificadas de fecundidad y de mortalidad. Por consiguiente, si la fecundidad y la mortalidad no han cambiado marcadamente en la historia reciente de una población, y si el impacto de la migración sobre la composición por edad ha sido leve, la población tendrá las características esenciales de una población estable. Además, si el patrón de la mortalidad por edades concuerda aproximadamente con una de las tablas modelo de vida, las características de la población de referencia se acercarán mucho a las características de una de las poblaciones estables modelo.

Si no ha existido una tendencia pronunciada reciente en la fecundidad y la mortalidad, la tasa de natalidad, la tasa de mortalidad, y una distribución por edad ajustada puede encontrarse en una población estable modelo que presumiblemente duplica más o menos estrechamente a la población en referencia. Si el patrón de mortalidad del Oeste o el del Norte puede ser aceptado, el problema de la estimación se reduce a ubicar (por medio de la interpolación) la población estable modelo que mejor se ajusta a la dada entre las 624 poblaciones estables tabuladas para cada sexo dentro de cada familia. El "mejor ajuste" se determina comparando ciertas características registradas o estimadas de la población real con los valores tabulados de las poblaciones estables.

Puesto que la familia entera de poblaciones estables es producida por las variaciones en el nivel de mortalidad y en la tasa de crecimiento natural (conjuntamente determinados a su vez por la mortalidad y la fecundidad), cada familia de poblaciones estables es un sistema de dos parámetros. En general, entonces, bastan dos características de una población real para ubicar una población estable dentro de una de las familias. Entre las características usadas para seleccionar a una población estable modelo se hallan las siguientes: las proporciones de la población en ciertos intervalos de edad, notablemente por debajo de los 5 y por debajo de los 15; la tasa intercensal de crecimiento; la proporción que se estima sobrevivirá hasta las edades 2, 3 y 5; y la tasa de mortalidad entre los no lactantes, o personas que han pasado su primer cumpleaños.

Sirvieron de guía para la selección de las pistas por medio de las cuales se escogieron las poblaciones estables 1) la calidad aparente de diversas formas de datos sobre la población y 2) la sensibilidad de las estimaciones a las fallas en los supuestos que sirven de fundamento al procedimiento de estimación. Por ejemplo, existen ciertas tendencias prácticamente universales hacia el error en la declaración de la edad en los censos y encuestas africanos; la omisión de las mujeres de 10-14, y proporciones crecientes con el aumento de la edad entre 10-14 y 25-29 o incluso 30-34; declaraciones incompletas de la proporción de hombres de 15-19, etc. Algunas de las mujeres que faltan a los 10-14 aparecen, en algunos censos o encuestas, como niñas menores de 10 años, y a menudo la proporción de la población menor de 10 aparece como más alta de lo que resulta compatible con otras evidencias sobre la fecundidad y la mortalidad. La selección de una población estable femenina que presenta la proporción observada menor de 15 años parece ser una base moderada para estimar la tasa de natalidad.

En la encuesta demográfica del Congo en 1956, se impartió instrucciones a los enumeradores para que verificaran la edad de los niños pequeños, por lo que debían solicitar a los encuestados una evidencia documental en forma de certificados de nacimiento o anotaciones en la libreta de identificación de los padres. Se hicieron estas verificaciones para alrededor del 80 por ciento de los niños menores de 5 años, y a menudo la edad de otros niños se averiguó comparándola con

la edad verificada de uno o más de sus hermanos. Por lo tanto hay una razón importante para tener una confianza especial en la edad informada de los niños pequeños del Congo, y se seleccionaron poblaciones estables que tuvieran las proporciones registradas de menores de 5.

Las consideraciones acerca de la sensibilidad de las estimaciones frente a los supuestos dudosos o por lo menos no verificables condujeron a ciertas preferencias entre los métodos posibles para seleccionar poblaciones modelo estables. Por ejemplo, cuando la población estable se usa para estimar la tasa de natalidad, se dio preferencia a la selección mediante las proporciones en los grupos de edades más jóvenes (v.g., en las edades menores de 20, en lo posible), en combinación con niveles estimados de mortalidad infantil y juvenil. La razón para preferir esta combinación puede apreciarse al examinar la relación entre la tasa de natalidad y la proporción a alguna edad joven de la población. La tasa de natalidad media en los cinco años anteriores a un censo pudieron determinarse por medio de una proyección retrospectiva de la población menor de cinco años para estimar cuántos nacimientos se requerían para proporcionar los sobrevivientes dados en este grupo de edades, y proyectando a la población entera dos y medio años hacia atrás para estimar el denominador de la tasa de natalidad.

$$b = \frac{{}_5P_0 \left(\frac{{}_5L_0}{{}_5L_0} \right)}{Pe^{-2,5r}} \quad (6)$$

En la ecuación (6), b se estima como el producto de la población menor de 5 años multiplicado por un factor de supervivencia retrospectiva proveniente de la tabla de vida, dividido por el producto de la población total multiplicado por un factor que toma en cuenta 2,5 años de crecimiento. La tasa de natalidad en una población estable se relaciona con la proporción menor de 5 por medio de la siguiente relación:

$$b = \frac{\int_0^5 c(a) da}{\int_0^5 e^{-ra} p(a) da} \quad (7)$$

dado que

$$\frac{{}_5P_0}{P} = \int_0^5 c(a) da$$

y

$$\frac{{}_5L_0}{{}_1L_0} e^{-2,5r} = \int_0^5 e^{-ra} p(a) da$$

las ecuaciones (6) y (7) son esencialmente idénticas. Estimar la tasa de natalidad por medio de la proyección retrospectiva de la proporción menor de 5 usando una tabla modelo de vida escogida para que tenga un valor conocido de $\frac{{}_5L_0}{{}_1L_0}$ equivale a una estimación mediante una población modelo estable basada en esta tabla de vida. Pero el único uso del supuesto de estabilidad hecho en este caso es en la determinación de la tasa media de crecimiento de la población durante los $2\frac{1}{2}$ años anteriores, la cual no es una fuente importante de inexactitud en la estimación de la tasa de

natalidad. Además, sólo los valores escasamente variantes de ${}_5L_0$ son consistentes con un valor dado de l_2 o de l_3 . Siendo así, la tasa de natalidad en una población modelo estable identificada por la proporción de su población menor de 5 años y la proporción de niños que sobreviven hasta la edad de 2 ó 3 es esencialmente la misma que en cualquier población (sea estable o no) con la misma proporción de niños pequeños y la misma tasa de supervivencia juvenil (sea que la mortalidad en las edades adultas concuerde con el patrón modelo o no). Este argumento es partidario de utilizar, hasta donde sea posible, las proporciones a las edades más jóvenes y las tasas de supervivencia de la niñez para hacer estimaciones de la tasa de natalidad; sin embargo, cuando no se puede utilizar el método de Brass para estimar la mortalidad, la mortalidad infantil y juvenil puede resultar más difícil de averiguar o de estimar que la mortalidad a otras edades, y a causa del error en la declaración de la edad y a veces de la omisión diferencial, la proporción de niños menores de cierta edad temprana, -1, 5 o incluso 10- puede estar registrada en forma bastante poco confiable. En estos casos el método de estimación de la población estable da aproximaciones menos confiables a la tasa de natalidad.

Las tablas modelo de vida y poblaciones estables de Brass

El método de Brass para construir las tablas modelo de vida consiste en someter la función de supervivencia en una tabla de vida escogida como "típica" a la llamada transformación logito, y luego considerar las tablas de vida producidas en el supuesto que sus logitos se relacionan linealmente al logito de la tabla típica. De este modo, se puede construir una serie de tablas modelo de vida de dos parámetros.

La función logito es la siguiente:

$$\text{logito}(x) = \frac{1}{2} \log \frac{1-x}{x} \quad (8)$$

Brass sustituye la x en la ecuación (8), por $p(a)$ (ó l_a/l_0 en la notación de la tabla de vida). Selecciona luego una tabla típica, $p_g(a)$, y construye sus tablas modelo de vida asignándoles distintos valores a α y a β en

$$\text{logito } p(a) = \alpha + \beta \text{ logito } p_g(a) \quad (9)$$

Esta transformación implica que:

$$\frac{q(a)}{p(a)} = A \left(\frac{q_g(a)}{p_g(a)} \right)^\beta \quad (10)$$

en que $A = e^{2\alpha}$.

La naturaleza de la transformación logito lineal de una tabla de vida típica

La transformación logito puede generar una función de supervivencia $p(a)$ que pasa a través de valores prefijados arbitrariamente a cualquiera de dos edades a_1 y a_2 , por medio de la selección de α y β . 19/ La tabla de vida generada de este modo tiene los valores previamente asignados de $p(a)$ a las edades seleccionadas y comparte la forma, en un sentido generalizado, de la tabla modelo "típica".

El gráfico 4 ilustra el efecto de diferentes valores de α y de β sobre la tabla de vida típica que Brass ha construido para Africa. Las curvas de supervivencia incluyen: a) la norma ($\alpha = 0$, $\beta = 1,00$); b) una curva que difiere de la norma por tener una β de 1,20 en lugar de 1,00; c) una curva que tiene el mismo valor de $p(2)$ que la norma, pero una β de 1,20; y d) una curva que difiere de la norma por tener un valor de α de 0,30 en lugar de cero. Obsérvese que la curva con $\alpha = 0$ y $\beta = 1,20$ intersecta la norma a una edad en que $p_s(a) = 0,50$. Esta es una relación general: todas las curvas con la misma α y β diferente se intersectan en \bar{a} determinada por $p_s(\bar{a}) = 0,500$, porque el logito $0,5 = 0$. Por consiguiente la variación de β produce una subfamilia de curvas de supervivencia, fijada a la edad 0 y ω , con un nodo en \bar{a} (como a la edad de 51 en la tabla típica). A las edades por debajo de este nodo o intersección, la tabla de vida basada en la β más grande tiene valores superiores de $p(a)$, y a las edades superiores se observa la relación inversa. Como resultado de ello la zona bajo estas dos curvas (que en cada caso es la esperanza de vida al nacer) es prácticamente la misma. 20/ No obstante, esta semi-constancia de e_0^0 para diferentes valores de β no es una relación general, sino que es el resultado de la selección de una tabla típica de vida con $p(51) = 0,50$. Si se hubiese escogido una tabla típica de vida con una mortalidad superior, las tablas con la misma α se intersectarían a una edad menor (digamos a los 25) y valores más altos de β rebajarían la esperanza de vida al nacer.

Obsérvese que la transformación logito permite la aceptación de una estimación confiable de supervivencia juvenil -v.g., una estimación de $p(2)$ - y luego la selección de alguna estimación global de la mortalidad adulta, bajo la forma de una elección de $p(3)$ o de $p(50)$ dado el valor aceptado de $p(2)$. La transformación de la tabla típica (con α y β elegidos de esta manera) por consiguiente proporciona una tabla modelo de vida completa.

19/ Dadas cualquier $p(a_1)$ y $p(a_2)$ preasignadas, obtenemos dos ecuaciones:

$$\alpha + \beta \text{ logito } p_s(a_1) = \text{logito } p(a_1)$$

$$\alpha + \beta \text{ logito } p_s(a_2) = \text{logito } p(a_2)$$

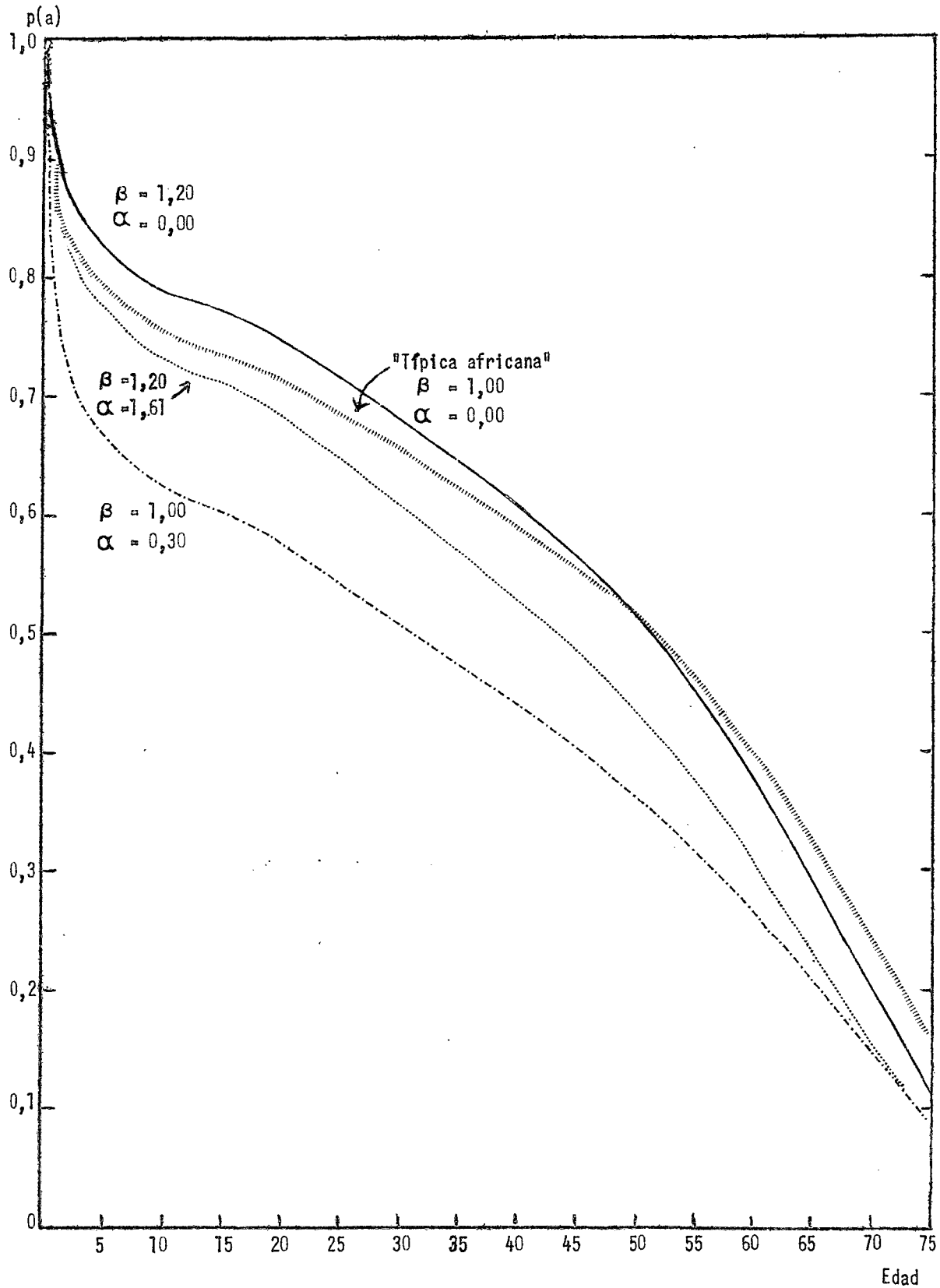
Los valores conocidos de $p_s(a_1)$ y $p_s(a_2)$ junto con los valores preasignados de $p(a_1)$ y $p(a_2)$ proporcionan una determinación única de α y β , y por consiguiente una tabla de vida completa.

$$\text{logito } p(a) = \alpha + \beta \text{ logito } p_s(a).$$

20/ Para la tabla típica de vida, $e_0^0 = 43,6$, y para $\beta = 1,2$, $e_0^0 = 44,1$. Existe una especie de simetría entre las curvas de valores diferentes de β , y $\alpha = 0$. La diferencia en p para cada edad joven tal que $p_s(a') > 0,5$ es confrontada por una diferencia igual (y opuesta) en p para la edad mayor de a'' tal que $p_s(a'') = 1 - p_s(a')$. Así, cuando $p_s(a) = 0,50$ ocurre cerca de la mitad del rango cero a ω , las tablas de vida con $\alpha = 0$ y los valores diferentes de β tienen casi igual e_0^0 .

Gráfico 4

PROPORCIÓN QUE SOBREVIVE HASTA LA EDAD a , $p(a)$, QUE SE OBTIENE DE LA TRANSFORMACION
 $p(a) = \alpha + \beta \text{ LOGITO } p_s(a)$ PARA VARIOS VALORES DE α Y DE β



La importancia de la tabla típica de vida en la transformación logito lineal

La transformación logito producirá tablas de vida que tienen cualquier nivel prefijado de mortalidad juvenil -expresada, por ejemplo, por un valor de $q(2)$ - y de mortalidad adulta -expresada, por ejemplo, por 48^{q_2} , ó $p(50)/p(2)$ -. ¿Hasta qué punto concuerdan estas tablas de vida con el patrón observado de la mortalidad por edades en las poblaciones empíricas? Las familias de tablas modelo de Coale-Demeny proporcionan una prueba interesante. Cada familia de estas tablas expresa el patrón particular de mortalidad por edades encontrado en la experiencia registrada satisfactoriamente de un grupo de poblaciones. Los grupos de tablas de vida que sirven de fundamento a cada familia fueron reunidos por las notorias similitudes en los patrones de edades. El gráfico 5 muestra el resultado típico de tratar de expresar una tabla modelo dentro de una de las familias a) como la transformación logito lineal de otra tabla de la misma familia, y b) como la transformación logito de una tabla proveniente de una familia distinta. Obsérvese que el logito $p(a)$ para la tabla modelo de vida del Sur (mujeres) con $e_0^0 = 20$ tiene una relación prácticamente lineal con el logito $p(a)$ para la tabla modelo del Sur en que $e_0^0 = 50$ años, pero que la relación con el logito $p(a)$ para la tabla modelo del Oeste con $e_0^0 = 50$ no es de ningún modo lineal. El gráfico 6 muestra el resultado del intento de aproximar la tabla modelo Sur con $e_0^0 = 30$ años por una transformación logito de la tabla modelo del Sur con $e_0^0 = 50$, y la tabla modelo del Oeste con $e_0^0 = 50$. Los cálculos del mismo tipo con las otras familias de tablas modelo de Coale-Demeny produjeron un resultado semejante: las transformaciones logito lineales reproducen muy cercanamente a las tablas de modelo de vida dentro de una familia, pero entre familias no se logra tan bien. El cuadro 10 muestra los valores de α y de β que se requieren para transformar la tabla femenina con $e_0^0 = 50$ en tablas con e_0^0 de 20, 30, 40, 60 y 70 en cada familia. Obsérvese que en todas las familias, a excepción de la del Sur (en que β es bastante grande en los niveles altos de mortalidad), los parámetros que se requieren para la transformación de un nivel de mortalidad a otro son casi idénticos.

Estos ejemplos demuestran que la selección de una tabla típica de vida afecta la forma detallada de la curva de supervivencia en una tabla de vida ajustada a la experiencia estimada de mortalidad de una población por una transformación logito lineal. La tabla típica de vida a usarse en Africa, en otras palabras, debiera idealmente incorporar características típicas (si es que existen) de los patrones de mortalidad por edades de Africa.

Brass desarrolló la tabla de mortalidad "típica africana" dada en el cuadro 11 para que reflejara características por lo menos aparentemente comunes en Africa. Hasta la edad de 10 ó 20 la curva $p(a)$ de este cuadro se asemeja mucho a una tabla modelo del Norte con una e_0^0 de alrededor de 46 años; pero después de la edad de 20 años la curva de supervivencia "típica" cae mucho más bruscamente que una tabla modelo del Norte con la misma mortalidad juvenil, y en realidad con mayor rapidez, que una tabla modelo del Sur, del Este, o del Oeste, con la misma mortalidad juvenil. Este rasgo se hermana con una característica general de la mortalidad por edades tal como se informa en las encuestas africanas para el año anterior a la encuesta, y es consistente con una tendencia que presentan las distribuciones por edad informadas de Africa a ahusarse rápidamente desde la treintena hasta la cincuentena. Que estos rasgos comunes constituyan un sesgo característico en los datos africanos o un rasgo característico de la mortalidad africana es un asunto que habría que determinar.

Gráfico 5

LOGITO $p(a)$ REPRESENTADO GRAFICAMENTE FRENTE AL LOGITO $p_s(a)$, CUANDO $p(a)$ ES LA TABLA DE VIDA MODELO DEL SUR, MUJERES, $e_0^0 = 20$ AÑOS, Y $p_s(a)$ ES ALTERNATIVAMENTE LA TABLA MODELO DEL OESTE Y DEL SUR, $e_0^0 = 50$ AÑOS

Logito $p(a), e_0^0 = 50$ años

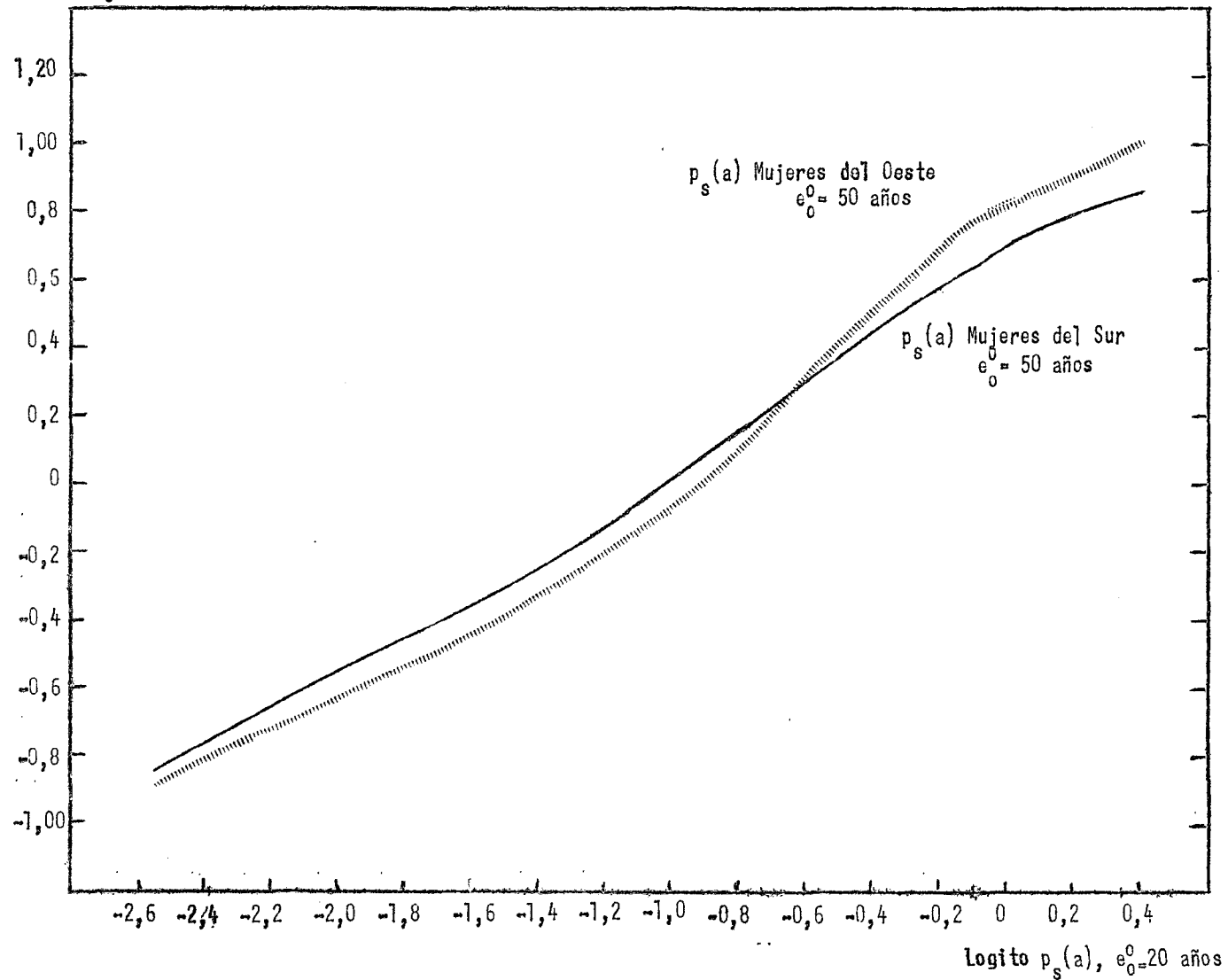
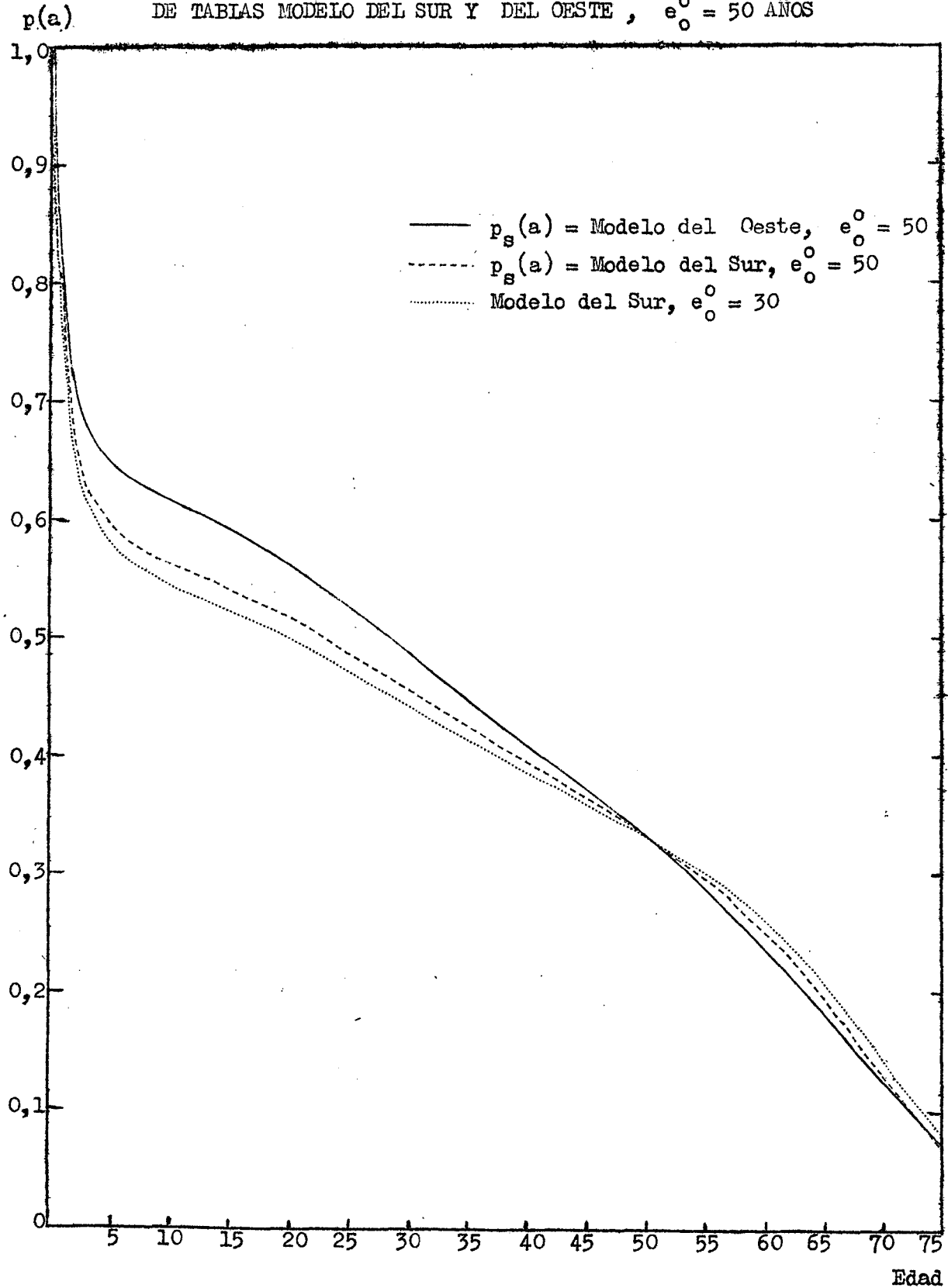


Gráfico 6

TABLA MODELO DE VIDA DEL SUR, MUJERES $e_0^o = 30$ AÑOS COMPARADA CON
 TABLAS DE VIDA OBTENIDAS POR LA TRANSFORMACION LOGITO LINEAL
 DE TABLAS MODELO DEL SUR Y DEL OESTE, $e_0^o = 50$ AÑOS



Cuadro 10

VALORES DE α Y DE β EN EL LOGITO $p(a) = \alpha + \beta \text{ LOGITO } p_s(a)$ PARA LAS
 TABLAS MODELO DE VIDA DEL NORTE, DEL SUR, DEL ESTE Y DEL
 OESTE (MUJERES), DIVERSOS NIVELES DE e_o^0 , TABLA
 DE VIDA CON $e_o^0=50$ QUE SIRVE DE $p_s(a)$

		$e_o^0 = 20$	$e_o^0 = 30$	$e_o^0 = 40$	$e_o^0 = 50$	$e_o^0 = 60$	$e_o^0 = 70$
Norte	α	1,008	0,612	0,295	0,000	-0,316	-0,734
	β	1,296	1,154	1,064	1,000	0,950	0,900
Oeste	α	1,036	0,632	0,307	0,000	-0,339	-0,819
	β	1,306	1,161	1,068	1,000	0,944	0,893
Sur	α	1,057	0,650	0,318	0,000	-0,356	-0,803
	β	1,533	1,318	1,155	1,000	0,810	0,599
Este	α	1,000	0,618	0,302	0,000	0,338	0,813
	β	1,299	1,165	1,073	1,000	0,929	0,852

Cuadro 11

PROPORCION QUE SOBREVIVE, $p_s(a)$, Y LOGITOS CORRESPONDIENTES EN
 EDADES ESPECIFICADAS DE LA TABLA DE VIDA TIPICA AFRICANA

Edad exacta en años a	$p_s(a)$	Logito $p_s(a)$
1	0,8802	0,9970
2	0,8335	0,8052
3	0,8101	0,7252
4	0,7964	0,6819
5	0,7863	0,6615
10	0,7502	0,5498
15	0,7362	0,5131
20	0,7130	0,4551
25	0,6826	0,3829
30	0,6525	0,3150
35	0,6223	0,2496
40	0,5898	0,1817
45	0,5535	0,1073
50	0,5106	0,0212
55	0,4585	-0,0832
60	0,3965	-0,2100
65	0,3210	-0,3746
70	0,2380	-0,5818
75	0,1500	-0,8673
80	0,0760	-1,2490
85	0,0310	-1,7211

Procedimiento para usar la transformación logito de la tabla de vida
"típica africana"

El procedimiento de Brass de la tabla modelo de vida por lo general se aplica a datos de mortalidad derivados de una encuesta demográfica: datos que incluyen el número informado de hijos nacidos vivos y el número que sobrevive, clasificados por edad de la madre, y el número informado de muertes que ocurrieron durante el año anterior al censo clasificado según la edad y por lo general por sexo. Con poco error (en vista de la calidad general de la información) la población expuesta puede considerarse que es la población enumerada en la encuesta, y las tasas de mortalidad por edades específicas pueden calcularse para grupos quinquenales o decenales de edades. Estas tasas de mortalidad por edades específicas (valores m_x) pueden entonces convertirse en las proporciones de la tabla de vida que fallecen (valores q_x) por medio de técnicas estándar, por ejemplo, el método de Reed-Merrell.^{21/} Estas dos fuentes de información dan dos series alternativas de proporciones que sobreviven hasta la edad de 5 o quizás 10 años. Los valores de $p(2)$ y $p(3)$ son las inferencias más confiables de los datos sobre supervivientes entre los niños nacidos vivos, y $p(5)$ puede ser una indicación válida de los riesgos actuales de mortalidad hasta la edad de 5 años, si no ha habido una tendencia marcada en la mortalidad reciente ni tampoco una tendencia a omitir los niños fallecidos entre los informados como nacidos en los últimos cinco o diez años. En las edades más altas (10, 15, etc.) las inferencias sobre la mortalidad actual según datos sobre los hijos nacidos vivos son cada vez menos confiables.

La comparación de $p(2)$, $p(3)$, y quizás $p(5)$ estimadas, por una parte según los informes retrospectivos de los hijos nacidos y supervivientes, y, por la otra, según los informes directos de las muertes entre los niños en el año anterior a la encuesta, por lo general muestra una mortalidad estimada mucho más alta al utilizar los datos retrospectivos. Si estuviésemos dispuestos a suponer una omisión de la mortalidad del mismo grado en todas las edades (a causa de, por ejemplo, un error en el "período de referencia") la razón entre $q(3)$ según los datos retrospectivos y $q(3)$ derivada de las muertes informadas para el año anterior a la encuesta podría usarse como factor de corrección para ajustar las tasas de mortalidad informadas a las edades mayores de 5. Sin embargo, el análisis revela rápidamente que (en contraste con la fecundidad informada) la estructura de la mortalidad informada por edades a menudo está claramente deformada. Hay una evidente tendencia a que la mortalidad sea omitida más entre unos grupos por edad-sexo que entre otros. Por lo tanto, no se justifica el uso de un simple ajuste con un factor de corrección de la mortalidad por encima de la niñez. Brass sugiere trazar dos curvas $p(a)$, que cada una comience con estimaciones de $p(2)$, $p(3)$ y $p(5)$ basadas en la supervivencia informada de los niños nacidos vivos. La primera curva $p(a)$ simplemente incorpora valores nq_x obtenidos de la mortalidad informada, y la segunda incorpora valores basados en la mortalidad ajustada según el factor de corrección mencionado anteriormente. En un gráfico, los logitos de estas curvas $p(a)$ alternativas se colocan en un eje y en el otro se coloca el logito $p_s(a)$ (el estándar africano). Si cualquiera de las dos series de puntos se ordena aproximadamente en una línea recta, con una inclinación entre 0,80 y 1,20, se puede tomar la línea como base para construir una tabla de vida modelo. A menudo una línea intermedia entre las dos series de puntos por sobre la edad de 5 años se ajusta mejor con los valores

^{21/} Reed, Lowell J. y Merrell, Margaret, "A Short Method for Constructing an Abridged Life Table", American Journal of Hygiene, Vol. 30, N° 2, septiembre de 1939.

$p(a)$ hasta la edad de 3 años. Brass sugiere que cuando la mortalidad adulta informada parece casi totalmente no creíble o inconsecuente, se construya una tabla modelo de vida que se ajuste a $p(2)$ y $p(3)$ según los datos retrospectivos, y que tenga un valor de β igual a la unidad en la transformación logito de la tabla típica africana.

De este modo, las tablas modelo de vida de Brass son una familia de un parámetro -formada por la variación de α en $p(a) = \alpha + p_s(a)$ - dondequiera que exista evidencia insuficiente sobre la mortalidad adulta para justificar una elección de β que no sea $\beta=1$. El procedimiento de Coale-Demeny sería elegir la tabla modelo del Oeste o del Norte que más se acerque a la $p(2)$ y $p(3)$ basada en la supervivencia entre los niños nacidos vivos, y aceptar las tasas de mortalidad a todas las edades por encima de la niñez en la tabla modelo escogida. El procedimiento de Brass también incluye la aceptación de la mortalidad juvenil estimada según datos retrospectivos; al no existir información convincente sobre la mortalidad adulta, Brass usa una serie de tablas modelo de un parámetro derivadas de su modelo africano; pero cuando las tasas de mortalidad adulta forman un patrón consecuente de "logitos" con una β que no es igual a 1,00, puede construirse una tabla modelo modificada de esta familia.

Verificación de las estimaciones de mortalidad, fecundidad, y composición por edad

La composición por edad de una población cerrada es determinada por la historia reciente de su fecundidad y mortalidad. Si las tablas de edad de ambas han sido aproximadamente constantes, la población tiene una composición por edad estable. La principal determinante de las amplias características de la distribución por edad -la edad media, la proporción menor de 15 años, y cosas semejantes- es la historia de la fecundidad, de modo que la distribución por edad de una población con una fecundidad constante se asemeja en forma bastante ajustada a la estable, incluso si la mortalidad no ha sido constante. La semejanza es especialmente ajustada cuando el curso de la mortalidad ha cambiado en forma gradual y continua. En realidad, incluso los cambios de la fecundidad, si tienen un paso lento, dan como resultado una composición por edad que no se aleja mucho de la población estable implícita en las tablas de fecundidad y mortalidad que prevalecen en cualquier momento.

En las circunstancias en que vive la mayor parte de las poblaciones africanas, la expectativa normal es que la fecundidad haya sido más o menos constante en el pasado reciente, a niveles actuales, porque las costumbres que podrían afectar la fecundidad en las poblaciones africanas -la edad al casarse, las costumbres respecto a las uniones consensuales fuera del matrimonio, los tabúes respecto a las relaciones sexuales, las prácticas populares de aborto y anti-concepción- es poco probable que sean alteradas al no haber los cambios sociales que todavía no se evidencian en Africa. Una excepción de esta generalización puede ocurrir en las poblaciones en que la fecundidad ha sido afectada por una esterilidad patológica resultante de enfermedades contagiosas. La propagación de estas enfermedades, y su control satisfactorio, pueden haber causado disminuciones o aumentos importantes en la fecundidad de algunas poblaciones africanas. De hecho, la fecundidad de algunas poblaciones -especialmente en algunos distritos del Congo- se halla por debajo del reemplazo de acuerdo con los niveles de mortalidad estimados actuales, y hubiesen estado muy por debajo del

reemplazo conforme a los riesgos de mortalidad de comienzos de este siglo, o de fines del siglo diecinueve. Por consiguiente es poco plausible que la fecundidad baja actual de algunas poblaciones haya persistido durante casi un siglo, e imposible que pueda haberse extendido hasta el pasado remoto, a menos que estemos dispuestos a postular poblaciones muchas veces mayores que las actuales hace uno o dos siglos. Por consiguiente, llegamos a sospechar que cuando la fecundidad es demasiado baja, el descenso puede haber sido lo suficientemente reciente para dejar rastros en la forma de la actual distribución por edad.

También es un hecho que una población con una historia de mortalidad bruscamente cambiante tiene una distribución por edad perceptiblemente diferente de la que tiene la misma mortalidad actual y una historia sin cambios, v.g., una población estable. Según nuestras estimaciones, muchas poblaciones africanas tienen niveles de mortalidad que producen una rápida tasa de crecimiento: de dos a tres por ciento anuales. Si estas tasas existiesen desde hace tiempo, la población de Africa hubiese sido sólo de casi un décimo o menos de su tamaño actual hace un siglo, lo que no concuerda con la impresión de ninguno de los estudiosos de la historia africana. Nuevamente, parece probable que muchas poblaciones han experimentado un descenso en la mortalidad lo suficientemente reciente como para que haya dejado su huella -en este caso una huella relativamente leve- en la distribución por edad actual.

A pesar de estas circunstancias que harían que la distribución por edad se diferenciara de la estable, puede esperarse que la forma general de la distribución por edad real se asemeje a la distribución por edad de la población estable denotada por la fecundidad y la mortalidad actuales. De hecho, se puede plantear con cierta seguridad que la distribución estable por edad se acerca más a la distribución real por edad que la distribución por edad tabulada en un censo o encuesta demográfica de una población africana, ya que las distribuciones por edad informadas se basan en estimaciones aproximadas de la edad de los encuestados que por lo general no saben mucho acerca de su edad o fecha de nacimiento.

Se sigue de la semejanza general probable entre la verdadera distribución por edad y la estable que una comparación de la población estable inherente en las tablas estimadas de fecundidad y mortalidad con la distribución por edad registrada comprobará su consistencia aproximada. Es importante observar exactamente cuáles aspectos de la mortalidad y fecundidad son comprobadas por esta comparación cuando se acepta el supuesto de estabilidad de la distribución por edad. Brass ha encontrado que las poblaciones estables formadas por la combinación de varias de las tablas modelo de vida de Brass y varias tasas intrínsecas de crecimiento tienen prácticamente las mismas proporciones acumulativas a las edades 5, 10, 15, 25, 35, 45, 55 y 65 si el producto de la tasa de natalidad y la proporción que sobrevive hasta la edad de 2 años ($bp(2)$) es igual, aun cuando exista un amplio rango de valores de b , y tasas de crecimiento y de mortalidad muy diferentes. Las comparaciones de las proporciones acumulativas en las poblaciones modelo estables regionales de Coale y Demeny también demuestran que las distribuciones por edad con igual $bp(2)$ no son muy diferentes dentro de la misma familia de tablas modelo. Por consiguiente, si una comparación de la población estable implicada por la fecundidad y mortalidad estimadas con la población registrada indica una concordancia satisfactoria, lo que se ha confirmado es la consistencia de la distribución por edad con la tasa de natalidad estimada y el nivel estimado de mortalidad juvenil. Puesto que diversos niveles de mortalidad adulta producirían casi la misma estructura por edad general -porque el efecto de la mortalidad adulta más alta sobre $p(a)$ sería compensado por

su efecto sobre r , la tasa intrínseca de crecimiento- la verificación de la distribución por edad no dice mucho acerca de la mortalidad estimada por encima de los dos años de edad. La distribución por edad registrada, especialmente en vista de sus deformaciones típicas, por lo tanto no proporciona una guía útil para escoger una familia de tablas modelo de vida entre las variantes regionales de Coale-Demeny, o para determinar cuál es la más apropiada entre las diversas combinaciones de α y β (en la transformación logito de Brass) que producen las $p(2)$ o $p(3)$ estimadas. Tampoco la distribución por edad proporciona una prueba satisfactoria de las estimaciones de la tasa bruta de mortalidad o de la tasa de crecimiento natural.

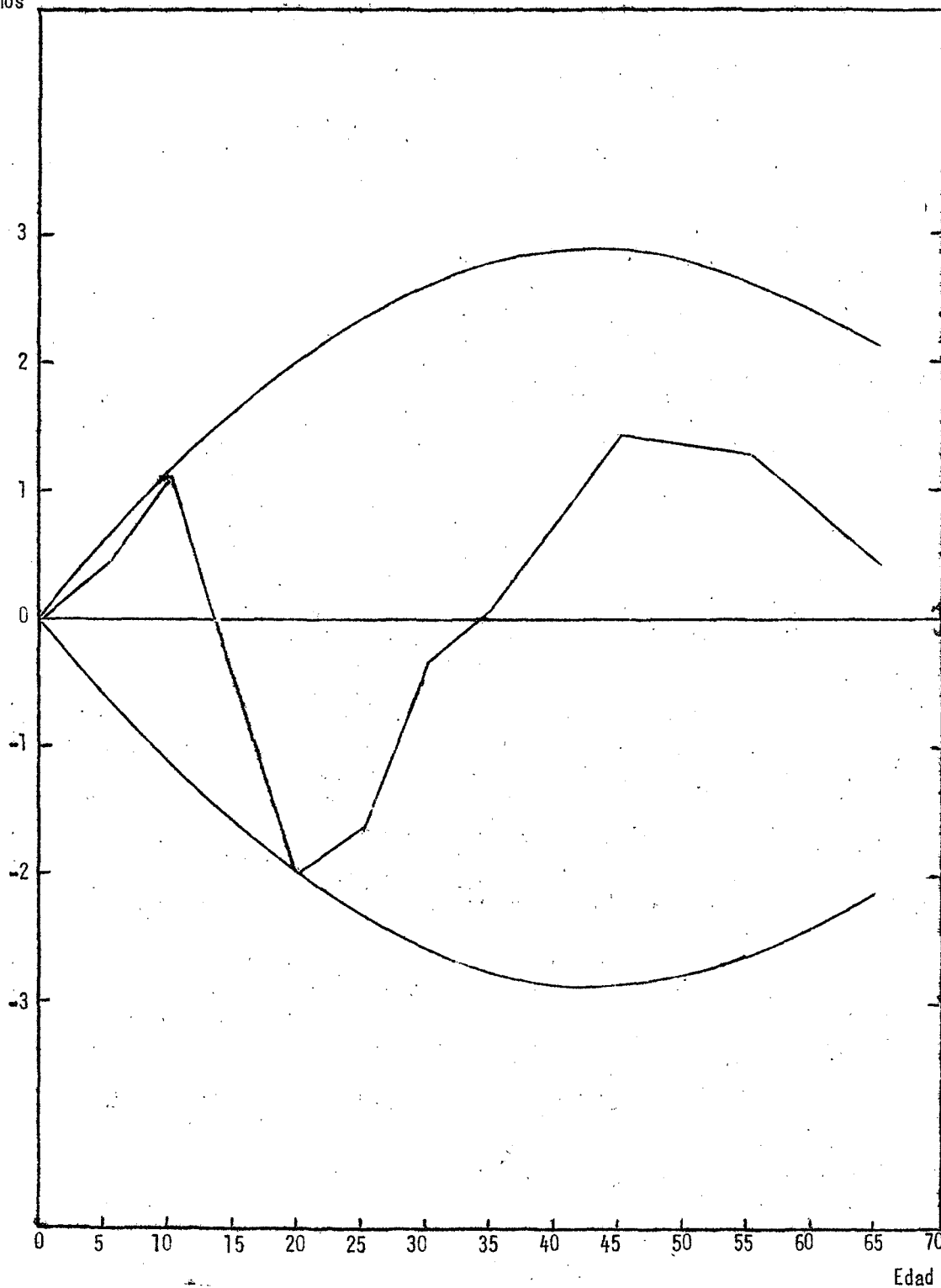
El procedimiento de Brass para verificar las distribuciones por edad estables e informadas

El método de Brass para estimar la fecundidad produce una tabla aproximada de fecundidad por edades específicas, y la combinación de su método para estimar la mortalidad juvenil y su sistema de tablas modelo de vida produce una tabla aproximada de supervivencia por edades. Estas dos pueden combinarse por medio de procedimientos estándar de cálculo para obtener una población estable. 22/ La comparación de las proporciones en cada uno de los intervalos quinquenales de edades en esta población estable y en la población enumerada no daría nunca en Africa la impresión de consecuencia uniforme, porque las distribuciones por edad registradas son tan erráticas. Una posibilidad consiste en ajustar la distribución registrada por medio de alguna fórmula de graduación, pero el fuerte ajuste requerido probablemente resultará insatisfactorio en los extremos de la distribución por edad, o implicará supuestos arbitrarios. Otro método consiste en comparar las dos distribuciones por edad después de la acumulación hasta diferentes edades. Este método presenta la ventaja de eliminar automáticamente el efecto de todos los errores en la declaración de la edad a excepción de aquéllos que trasladan la edad de un encuestado más allá del límite de referencia. Por lo tanto, la proporción registrada hasta la edad de 20 es afectada sólo por el traslado neto de personas desde el rango menor de 20 al rango mayor de 20 o viceversa. Hasta adquirir experiencia en la interpretación de las comparaciones de dos distribuciones cumulativas por edad, al mirar una tabla o gráfico de las proporciones acumuladas, resulta difícil juzgar cuál constituye un ajuste satisfactorio. Una comparación que resulta más fácil de comprender es ésta: la diferencia en las proporciones cumulativas hasta cada edad en las distribuciones por edad informadas y estables se convierte en una declaración del número incremental de años de edad que se necesita para igualar las proporciones. Por ejemplo, una proporción informada de un 40 por ciento de menores de 10 años de edad, comparada con un 38 por ciento en la población estable basada en la fecundidad y mortalidad estimadas, se explicaría si los niños hasta la edad de 10,8 en lugar de 10,0 años como promedio fueran informados como menores de 10. En el gráfico 7 se muestran las diferencias de edad que se necesitan para igualar la población estable calculada para la República de Guinea, 1955, con la población informada, junto con las diferencias de edad que se necesitan para convertir la estable calculada en estables que se ajustarían a los puntos más apartados (superior e inferior) de la distribución cumulativa observada. Si las zonas positiva y negativa en la curva central se hallan aproximadamente equilibradas, puede decirse que la distribución por edad informada es consistente con los niveles estimados de fecundidad y de mortalidad juvenil; y la distancia entre las curvas superior e inferior indica el grado en que el error en la declaración de la edad ha producido inconsecuencias en diferentes puntos de la distribución cumulativa. En la interpretación del gráfico 7 es

22/ D.V. Glass, Population, Policies and Movements in Europe, Oxford University Press, 1940, págs. 405-415.

REPUBLICA DE GUINEA, 1955: DIFERENCIAS DE EDADES REQUERIDAS PARA QUE LA DISTRIBUCION POR EDADE ESTABLE CUMULATIVA CONCUERDE CON LA DISTRIBUCION REGISTRADA, Y CON DISTRIBUCIONES ESTABLES ALTERNATIVAS QUE SE AJUSTAN A LOS PUNTOS EXTREMOS EN LA DISTRIBUCION REGISTRADA

Diferencia de edad
en años



esencial tener presente que la población estable no fue escogida para que se ajustase a la distribución por edad, sino que se basó en estimaciones de la fecundidad y mortalidad totalmente independientes de las distribuciones por edad.

La conversión de una diferencia en la distribución por edad acumulativa en una diferencia de edad se realiza fácilmente por medio del siguiente procedimiento:

- a) Sea $C(a)$ la proporción acumulativa en la distribución por edad estable hasta la edad a , y sea $c(a)da$ la proporción desde la edad a hasta $a+da$.
- b) Luego $dC(a)/da=c(a)$, y cualquier discrepancia, $\Delta C(a)$, entre las distribuciones informada y estable puede convertirse en una diferencia de edad mediante la relación aproximada

$$\Delta a = \Delta C(a) / c(a)$$

$c(a)$ se calcula fácilmente según las fórmulas estándar de la teoría de poblaciones estables.

APENDICE A

NOTA SOBRE EL METODO DE BRASS DE ESTIMACION DE LA FECUNDIDAD

Las funciones polinomiales se usan a menudo para graduar las observaciones a causa de la facilidad con que se pueden ejecutar las manipulaciones matemáticas. El uso de un polinomio general sin restricciones para describir las distribuciones de la fecundidad específica resulta, no obstante, engorroso porque se necesitan varios términos y, por lo tanto, parámetros para obtener un buen ajuste para las observaciones. El número de parámetros desconocidos puede rebajarse mediante la imposición de restricciones, y la siguiente función es satisfactoria para las aplicaciones de la graduación desarrolladas en este estudio:

$$f(a) = C(a-s) (s+33-a)^2$$

$$s \leq a \leq s+33$$

en que $f(a)$ es la tasa de fecundidad específica de las mujeres de a años de edad, s es la edad del comienzo del período de reproducción, y C es una constante que varía con el nivel de fecundidad; $f(a)$ se toma como cero cuando a queda afuera del rango s a $s+33$ años.

La función se restringe para que sea cero en s y $s+33$. Entre estos límites la forma es aproximadamente la de las distribuciones empíricas con una pronunciada subida en las tasas que siguen a la edad s , una cumbre y luego un descenso más gradual hasta el fin de la reproducción; la media y la moda se hallan más cerca del límite inferior que del superior. El rango de 33 años de la función fue escogido para que la variancia (43,6) se acercara al promedio para las distribuciones observadas.

Los dos parámetros que pueden variarse cuando el modelo se ajusta a los datos para una población son C y s . El valor de C , fijado por el nivel de fecundidad, no entra en las aplicaciones aquí, que dependen sólo de la forma de la curva, v. g., las relaciones entre sus partes. A medida que aumenta s , el límite inferior del período de reproducción, la curva es desplazada en forma correspondiente hacia arriba. En particular, la media de la función es $s + 13,2$; para s igual a 15 años la media de 28,2 está cerca del promedio para las distribuciones registradas, y una variación de s desde 13 a 18 abarca el rango de las ubicaciones de los datos observados para casi todas las poblaciones. En la tabla 1 de este apéndice se ilustran las distribuciones relativas de la fecundidad específica según el modelo, en los grupos quinquenales de edades estándar, para un rango de valores de s y los correspondientes índices f_2/f_1 y m . En el cálculo de las razones f_2/f_1 , se supuso (de acuerdo a la práctica corriente) que la fecundidad de las mujeres antes de los 15 años, aunque se muestra en forma separada en la tabla, fue incluida en la medición f_1 para el grupo de edades 15-20.

Tabla 1

TASAS DE FECUNDIDAD MODELO POR EDADES ESPECIFICAS, GRUPOS QUINQUENALES
DE EDADES $[f(a) = c(a - s)(s + 33 - a)^2; c \text{ ESCOGIDA}]$
DE MODO QUE LA FECUNDIDAD TOTAL ES 5,00

Límites exactos
del
intervalo de edades

10 - 15	0,020	0,005	-	-	-	-
15 - 20	0,179	0,148	0,111	0,075	0,044	0,020
20 - 25	0,262	0,254	0,242	0,226	0,205	0,179
25 - 30	0,249	0,257	0,263	0,266	0,265	0,262
30 - 35	0,179	0,196	0,211	0,225	0,238	0,249
35 - 40	0,090	0,108	0,126	0,144	0,162	0,179
40 - 45	0,021	0,031	0,044	0,058	0,074	0,090
45 - 50	-	0,001	0,003	0,006	0,012	0,021
$f_1/f_2 \frac{a}{m}$	0,764	0,605	0,460	0,330	0,213	0,113
\bar{m} (años)	26,2	27,2	28,2	29,2	30,2	31,2

$\frac{a}{m}$ Computada según la fecundidad específica para más decimales de lo que se muestra en la tabla.

La fecundidad acumulada hasta la edad exacta a , $F(a)$, se obtiene como la integral de $f(x)$ desde s hasta a . El valor f para cualquier intervalo de edad (digamos de c a d) es $F(d) - F(c)$. La integración de $F(x)$ desde c a d y la división por $(d-c)$ da el promedio correspondiente de niños nacidos vivos por mujer en el grupo. Las integraciones y los cálculos se ejecutan con facilidad a causa de la forma polinomial simple de $f(x)$. De este modo se computaron mediciones f y F para los grupos quinquenales de edades estándar para una serie de ubicaciones de $f(x)$, con s y \bar{m} espaciadas a intervalos de un año en el rango de variación para las distribuciones observadas. De estas mediciones se obtuvieron los factores de multiplicación k requeridos para calcular el promedio de niños nacidos vivos según la ecuación $F_i = \phi_i + k_i f_i$. Los factores se dan en la tabla 2 de este apéndice.

La tabla 2 da índices para una serie de distribuciones modelo de fecundidad de un parámetro, especificadas alternativamente por los valores de \bar{m} ó f_1/f_2 . Para estas distribuciones, la multiplicación de una f_i (tasa de fecundidad por edades específicas) para un intervalo de edades, por el factor tabulado apropiado, da exactamente la media adicional de hijos nacidos vivos desde el comienzo del intervalo a

las mujeres de estas edades en la población. La suma de ésta y las mediciones f acumuladas hasta el comienzo del intervalo da el promedio de hijos nacidos vivos por mujer para el grupo de edades. Los factores de multiplicación no son, por lo general, exactos para las distribuciones de fecundidad observadas pero dan una buena aproximación a los valores correctos. Puesto que la exactitud de la estimación para cada intervalo de edad depende sólo de la concordancia con el modelo en ese intervalo, podrían ajustarse distintas distribuciones de la serie para cada grupo de mujeres. Se ha encontrado que en la práctica se obtienen buenos resultados usando la razón observada f_1/f_2 para determinar los factores de multiplicación para los tres grupos de edades más jóvenes y la media \bar{m} de las tasas de fecundidad específicas registradas para fijar los restantes.

Tabla 2

FACTORES DE MULTIPLICACION PARA ESTIMAR EL VALOR MEDIO DE LA FECUNDIDAD ACUMULADA (F_1)
EN LOS GRUPOS QUINQUENALES DE EDADES DE ACUERDO CON LA FORMULA $F_1 = \emptyset_1 + k_1 f_1$
(cuando f_1 es para las edades 15-20, 20-25, etc.)

Edad exacta de las mujeres								
15 - 20	0,335	0,680	1,030	1,390	1,760	2,130	2,460	2,745
20 - 25	2,025	2,170	2,265	2,330	2,380	2,420	2,455	2,485
25 - 30	2,420	2,455	2,485	2,510	2,535	2,560	2,580	2,605
30 - 35	2,560	2,580	2,605	2,625	2,650	2,675	2,700	2,730
35 - 40	2,675	2,700	2,730	2,760	2,800	2,845	2,895	2,960
40 - 45	2,845	2,895	2,960	3,040	3,145	3,285	3,470	3,720
45 - 50	3,195	3,455	3,720	3,980	4,240	4,495	4,750	5,000
f_1/f_2	0,036	0,113	0,213	0,330	0,460	0,605	0,764	0,939
\bar{m} (años)	32,2	31,2	30,2	29,2	28,2	27,2	26,2	25,2

Los factores de multiplicación para derivar el promedio de hijos nacidos vivos por mujer de las tasas específicas de fecundidad para los grupos de edades con un desplazamiento de medio año hacia atrás en el tiempo, se calcularon mediante el mismo procedimiento con los cambios apropiados en los rangos de integración. Estos factores, que han de usarse cuando las tasas específicas de fecundidad actuales se calculan según los nacimientos del año anterior, se muestran en el cuadro 1 del texto.

APENDICE B

NOTA SOBRE EL EFECTO DEL ERROR EN LA INFORMACION DE LA EDAD

por Etienne van de Walle

El propósito de la nota actual es demostrar en forma empírica algunos de los posibles efectos del error en la información de la edad, del tipo que se encuentra en investigaciones africanas, sobre varias de las mediciones demográficas, especialmente las que se basan en información respecto a la fecundidad "actual" y "retrospectiva"; número de niños nacidos durante un período de referencia (por lo general de 12 meses) anterior a la investigación; y número de hijos nacidos vivos y sobrevivientes. Nuestra discusión se fundamenta en ciertos supuestos de simplificación. El efecto posible de la omisión en la distribución por edad femenina no se tomará en cuenta. Se trabajará con el supuesto de que la verdadera distribución por edad puede describirse correctamente mediante una distribución por edad estable que puede ajustarse a la población registrada, y que la diferencia entre la población estable y la registrada se debe exclusivamente a los traslados de las mujeres de una categoría de edad a una contigua, como resultado de un error en la estimación de las edades. Al plantear un supuesto sobre la naturaleza de los traslados, el número de mujeres trasladadas y la dirección de los traslados puede estimarse comparando la distribución estable por edad con la registrada. Las mujeres trasladadas tienen una cierta fecundidad y una cierta paridez. Se investigarán las implicaciones de varias hipótesis sobre la fecundidad y la paridez de estas mujeres.

Para propósitos de ilustración, hemos seleccionado la población del Congo (Leopoldville). La tabla 1 de este apéndice da la distribución por edad de la población registrada y la de la estable estimada. Esta última se obtuvo seleccionando un nivel apropiado de mortalidad y suponiendo que las categorías de edad 0-9 se informan con exactitud. Sólo la población femenina es pertinente para nuestra discusión.

Efecto del error en la información de la edad
sobre la fecundidad registrada

Durante todo el desarrollo de este artículo, se trabajará con el supuesto que la naturaleza de los traslados es tal que las mujeres son desplazadas sólo de una categoría de edad a la contigua, hacia adelante o hacia atrás. Las niñas que faltan en la categoría de edad 10-14 se encontrarán en la categoría 15-19, y así sucesivamente. Pueden producirse traslados en ambos sentidos, pero sólo nos interesa el resultado neto. Que 1, 2 y 3 sean las tres categorías de edades implicadas en el error de la declaración de la edad de una categoría de edad 2. (Algunas mujeres son trasladadas desde la categoría de edad 1 a la categoría de edad 2, y algunas a su vez lo son desde la categoría de edad 2 a la 3, o posiblemente desde la categoría de edad 2 a la 1 o desde la categoría de edad 3 a la 2.)

Que f_1 , f_2 y f_3 denoten la fecundidad media (número de hijos nacidos por mujer durante el último año) de las categorías de edades reales; n_1 , n_2 y n_3 , el número de mujeres en cada categoría de edad; n_{12} y n_{23} , el número neto trasladado desde la categoría 1 a la 2 y desde la categoría 2 a la 3; y f_{12} y f_{23} , la fecundidad media de las trasladadas. (En el caso del traslado hacia abajo el signo de n_{12} y n_{23} será negativo).

Tabla 1

CONGO: DISTRIBUCION POR EDAD DE LA POBLACION REGISTRADA Y ESTABLE POR MIL, PARA LAS MUJERES

Edad	Registrada	Estable	Diferencia acumulada (estable-registrada)
0 - 9	296	296	0
10 - 14	82	114	- 32
15 - 19	72	100	- 60
20 - 24	83	87	- 64
25 - 29	92	76	- 48
30 - 34	106	65	- 7
35 - 44	136	104	+ 25
45 y más	133	158	0
Total	1,000	1,000	

Luego la fecundidad f'_2 de la categoría de edad registrada es

$$f'_2 = \frac{n_2 f_2 + n_{12} f_{12} - n_{23} f_{23}}{n_2 + n_{12} - n_{23}}$$

$$\text{ó } f'_2 = f_2 \cdot \frac{n_2}{n_2 + n_{12} - n_{23}} + \frac{n_{12} f_{12} - n_{23} f_{23}}{n_2 + n_{12} - n_{23}}$$

Por lo tanto, la fecundidad registrada depende a la vez del número de mujeres trasladadas de una categoría de edad a la otra y de la fecundidad de las mujeres trasladadas.

f_2 y f'_2 serían iguales siempre que

$$n_{12} (f_{12} - f_2) = n_{23} (f_{23} - f_2).$$

Esta condición podría ser cumplida en tres casos:

a) Las mujeres trasladadas hacia, y transferidas desde una categoría de edad dada tienen las mismas tasas (medias) de fecundidad por edades específicas que las que se hallan en la categoría de edad verdadera:

$$f_{12} = f_{23} = f_2$$

b) Los números de mujeres transferidas hacia, y trasladadas desde, una categoría de edad son iguales, y ambos grupos tienen las mismas tasas de fecundidad por edades específicas

$$n_{12} = n_{23} \text{ y } f_{12} = f_{23}$$

c) El número de mujeres trasladadas hacia y el número transferido desde un grupo de edades se hallan en razón inversa a las diferencias absolutas entre la fecundidad por edades específicas de estos grupos y la de la categoría de edades original:

$$\frac{n_{12}}{n_{23}} = \frac{f_{23} - f_2}{f_{12} - f_2}$$

No obstante, probablemente ninguno de estos casos sucederá consistentemente ante errores en la declaración de la edad. Además, incluso si una de las condiciones se cumple para cualquier grupo 2 de edades dado de modo que $f_2' = f_2$, f_1' y f_3' todavía serían afectadas por los traslados. En otras palabras, siempre que tiene lugar el error en la declaración de la edad, las series de tasas de fecundidad por edades específicas serán distorsionadas.

Presentaremos ahora un ejemplo numérico, que utiliza las distribuciones de edad registradas y estables dadas anteriormente en la tabla 1 y tasas de fecundidad por edades específicas parecidas a las de las Islas Cocos Keeling.^{1/} No obstante, se supone que la fecundidad antes de los 15 años de edad y después de los 45 años es igual a cero.

Nuestros supuestos acerca de la naturaleza del error en la declaración de la edad en este ejemplo implican que de las 114 niñas de 10 a 14 años de edad, 82 han sido registradas como de 10 a 14 años de edad y 32 como de 15 a 19 años de edad ... y así sucesivamente, como se muestra en las tablas 2 y 3 de este apéndice.

Se plantearán ahora diversas hipótesis respecto a la fecundidad de las mujeres trasladadas, v.g., acerca de f_{12} y f_{23} . Por falta de conocimientos sobre la naturaleza del error en la declaración de la edad, nuestros supuestos necesariamente serán arbitrarios y por lo tanto se los mantendrá lo más sencillos posible.

^{1/} En realidad se han promediado las tasas para las distintas cohortes. Véase T. E. Smith, "The Cocos-Keeling Islands: a Demographic Laboratory", Population Studies, Vol. 14, N° 2, noviembre 1966, pág. 109.

Tabla 2

DISTRIBUCION EN LAS CATEGORIAS DE EDADES REGISTRADAS DE LAS MUJERES QUE
PERTENECEN A CATEGORIAS DE EDADES DADAS DE LA POBLACION ESTABLE;
FECUNDIDAD POR EDADES ESPECIFICAS Y NUMERO DE NACIMIENTOS
EN LA POBLACION ESTABLE

Edades registradas	Edades estables ("verdaderas")								Total registrado
	0-9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	35-44	45+	
0 - 9	296								296
10 - 14		82							82
15 - 19		32	40						72
20 - 24			60	23					83
25 - 29				64	28				92
30 - 34					48	58			106
35 - 44						7	104	25	136
45 y más								133	133
Total estable	296	114	100	87	76	65	104	158	1,000
TFEE	0	0	0,165	0,365	0,390	0,320	0,200	0	
Nacimientos de la estable	0	0	16,50	31,76	29,64	20,80	20,80	0	119,50

Tabla 3

COMPARACION ENTRE LA POBLACION REGISTRADA Y LA ESTABLE

Grupos de edades	Trasladadas		Informadas correctamente en el grupo de edades	Trasladadas		Población registrada (1)+(3) +(4) (6)	Población estable (2)+(3) +(5) (7)
	desde un grupo inferior	hacia un grupo superior		desde un grupo inferior	hacia un grupo superior		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
0-4	-	-	296	-	-	296	296
10-14	-	-	82	-	32	82	114
15-19	32	-	40	-	60	72	100
20-24	60	-	23	-	64	83	87
25-29	64	-	28	-	48	92	76
30-34	48	-	58	-	7	106	65
35-44	7	-	104	25	-	136	104
45 y más	-	25	133	-	-	133	158

En forma específica, se considerarán los tres casos siguientes:

1) Las mujeres trasladadas tienen una fecundidad inferior a la media. Suponemos, por ejemplo, que su fecundidad es sólo la mitad de la fecundidad media original del grupo de edades:

$$f_{12} = \frac{1}{2} f_1, \text{ y } f_{23} = \frac{1}{2} f_2$$

2) Tienen la misma fecundidad que la categoría de edades desde la cual fueron trasladadas:

$$f_{12} = f_1 \text{ y } f_{23} = f_2$$

3) Tienen una fecundidad superior a la media. Por ejemplo, suponemos que la fecundidad es un cuarto más alta que la del grupo desde el cual fueron trasladadas las mujeres

$$f_{12} = 1,25 f_1 \quad f_{23} = 1,25 f_2$$

Cuando hablamos de la fecundidad de las mujeres trasladadas, hablamos de la fecundidad actual, o promedio de niños nacidos por mujer durante el año anterior. Para cada mujer individual, sólo existe la alternativa de haber tenido un hijo, o no. Una "fecundidad superior a la media de la mujer trasladada" significa que las mujeres que tuvieron un hijo durante el año anterior tienen una mayor probabilidad de ser desplazadas cuando su edad es registrada con error. Si el hecho de haber dado a luz un niño durante los últimos doce meses no tuvo influencia sobre el error en la declaración de la edad, sería lógico suponer que las mujeres trasladadas tuvieron la fecundidad media de su categoría de edad. Si las mujeres con un hijo recién nacido son trasladadas con mayor facilidad que las otras, entonces su fecundidad se hallará por encima de la media; si son trasladadas con menor facilidad, su fecundidad se hallará por debajo de la media del grupo. Otros factores fuera de la fecundidad actual obviamente operan en el traslado; un factor, la paridez, se discutirá más adelante. La fecundidad no opera en el traslado de las mujeres de las categorías de edades 10-14 años y 45 y más, pero el estado civil de las mujeres puede ser entonces importante.

La fecundidad por edades específicas resultantes de nuestras hipótesis aparece en la tabla 4. Esta tabla indica que, cualquiera sea la fecundidad de las mujeres trasladadas, la fecundidad "registrada" se altera seriamente ante un marcado error en la declaración de la edad.

Tabla 4

TASAS DE FECUNDIDAD POR EDADES ESPECÍFICAS DE LA POBLACION ESTABLE Y
DE LA POBLACION REGISTRADA CONFORME A TRES HIPOTESIS SOBRE LA
FECUNDIDAD DE LAS MUJERES TRASLADADAS

Edad	Estable	"Registrada" según la hipótesis		
		(1) Fecundidad menor	(2) Fecundidad media	(3) Fecundidad superior
15-19	0,165	0,160	0,092	0,057
20-24	0,365	0,302	0,220	0,180
25-29	0,390	0,353	0,373	0,385
30-34	0,320	0,269	0,352	0,391
35-44	0,200	0,161	0,169	0,174

Se observará que los cálculos precedentes involucran a) un patrón único de redistribución de las mujeres de 10 años y más entre las diferentes categorías de edades como se indica en las tablas 2 y 3 y b) tres patrones de redistribución de los hijos a imputarse a las mujeres en categorías de edades diferentes como lo implican nuestras tres hipótesis. Puesto que el número total de mujeres asignado a las edades de reproducción no cambia de un caso a otro y puesto que el número de niños imputados a estas mujeres permanece igual todo el tiempo, la tasa de fecundidad general es idéntica en los tres ejemplos. (Difiere de la de la población estable sólo en cuanto a que la redistribución en a) cruza los límites de las edades de reproducción). La distribución por edad de las madres es, no obstante, modificada según nuestras hipótesis. Puede presentarse la fecundidad máxima, no en la categoría de edades 25-29 años, como sucede entre los habitantes de las Islas Cocos, sino que más temprano o más tarde. La edad media de la reproducción aparentemente cambia desde los 27,8 años en la población estable hasta los 29,0 años según la hipótesis 1, hasta los 30,1 años según la hipótesis 2, y hasta los 30,7 años según la hipótesis 3. La fecundidad acumulada, incluyendo la fecundidad total, también es marcadamente diferente conforme a las tres hipótesis, como se muestra en la tabla 5. (La fecundidad acumulada F se obtuvo mediante una simple interpolación lineal:

$$F(17,5) = 2,5f(15-19)$$

$$F(22,5) = 5f(15-19) + 2,5f(20-24)$$

etc.).

Hasta aquí, el análisis produce dos resultados:

- 1) El error en la declaración de la edad afecta la forma de la curva de fecundidad de un modo que depende a la vez del número de mujeres desplazadas de una categoría de edad a la siguiente y de su fecundidad.

Tabla 5

FECUNDIDAD ACUMULADA CON LA FECUNDIDAD POR EDADES ESPECÍFICAS
ORIGINAL Y CONFORME A LAS HIPÓTESIS 1, 2 Y 3

Edad	Estable	"Registrada" según la hipótesis		
		(1) Fecundidad menor	(2) Fecundidad media	(3) Fecundidad superior
17,5	0,413	0,400	0,230	0,143
22,5	1,713	1,555	1,010	0,735
27,5	3,625	3,193	2,493	2,148
32,5	5,400	4,748	4,305	4,088
40	7,200	6,225	6,030	5,935
45+	8,200	7,030	6,875	6,805

2) La fecundidad acumulada, computada según las tasas registradas de fecundidad por edades específicas ante errores en la declaración de la edad, es considerablemente distinta a las cifras originales.

Efecto del error en la declaración de la edad sobre la paridez registrada

Con la misma notación anterior, consideraremos ahora el efecto del error en la declaración de la edad sobre la paridez registrada de las mujeres en nuestra población.

Que P_1 , P_2 y P_3 sean las parideces medias de las categorías de edades consideradas: P_{12} , la paridez media de las trasladadas desde la categoría 1 a la 2; P_{23} , la paridez media de las trasladadas desde la categoría 2 a la 3. Entonces la paridez P_2' "registrada" será:

$$P_2' = \frac{n_2 P_2 + n_{12} P_{12} - n_{23} P_{23}}{n_2 + n_{12} - n_{23}}$$

Remitimos al lector a la discusión de los casos en que f_2' sería igual a f_2 , por ser la fórmula para calcular P_2' esencialmente similar a la usada para computar f_2' . A causa de la forma de la curva de paridez como una función de la edad, en comparación con la curva de fecundidad, es aún menos probable que P_2' fuera igual a P_2 que f_2' fuera igual a f_2 .

Aplicando la fórmula anterior al número de mujeres trasladadas en las tablas 2 y 3, planteamos una serie de hipótesis respecto a la paridez de las mujeres transferidas, paralelas a las que planteamos anteriormente respecto a la fecundidad.

A. La paridez de las mujeres transferidas está por debajo de la media de la categoría de edades. Si P_0 es la paridez de la categoría de edades 0 inmediatamente anterior a la clase 1, tomamos como ejemplo

$$P_{12} = P_1 - \left(\frac{P_1 - P_0}{2} \right) \text{ y } P_{23} = P_2 - \left(\frac{P_2 - P_1}{2} \right)$$

B. Las mujeres transferidas tienen la misma paridez media que la categoría de edades desde la cual fueron transferidas;

$$P_{12} = P_1 \text{ y } P_{23} = P_2$$

C. Tienen una paridez superior a la media. Por ejemplo:

$$P_{12} = P_1 + \left(\frac{P_1 - P_0}{4} \right) \text{ y } P_{23} = P_2 + \left(\frac{P_2 - P_1}{4} \right)$$

Las parideces "registradas" resultantes aparecen en la tabla 6.

Tabla 6

PARIDEZ DE LA POBLACION ESTABLE Y DE LA POBLACION REGISTRADA
CONFORME A TRES HIPOTESIS RESPECTO A LA PARIDEZ DE
LAS MUJERES TRASLADADAS

Edad	Estable	Paridez "registrada" según la hipótesis		
		(A) Paridez menor	(B) Paridez media	(C) Paridez superior
17,5	0,413	0,401	0,230	0,143
22,5	1,738	1,142	0,781	0,600
27,5	3,625	2,343	2,312	2,297
32,5	5,400	4,227	4,596	4,780
40	7,200	7,154	7,291	7,360

Efecto del error en la declaración de la edad sobre las razones
paridez "registrada"/fecundidad acumulada. (P/F)

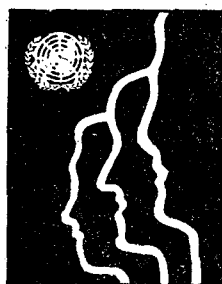
Ahora podemos combinar las tres hipótesis planteadas sobre la paridez de las mujeres trasladadas con las tres hipótesis planteadas sobre su fecundidad. Esto se realiza en la forma de razones P/F. Aparecen en la tabla 7.

La tabla 7 muestra que el error en la declaración de la edad normalmente deformará las razones P/F. No resulta inconcebible que el registro de la edad esté relacionado con la paridez y/o la fecundidad actual. Para los distritos del Congo siempre se encuentra que la razón P/F a las edades 15-19 es más grande que a las edades 20-24, que a su vez sobrepasa la razón P/F a las edades 25-29. Esta secuencia puede deberse a un patrón sistemático en el error de la declaración de la edad, quizás relacionado a la paridez o fecundidad. En nuestro modelo, un patrón como el del traslado ascendente de las mujeres de fecundidad media pero con una paridez inferior a la media podría producir la secuencia registrada. No obstante no está claro por qué a las mujeres de paridez inferior a la media se les atribuiría una edad superior a la que tienen realmente. Quizás es posible que las mujeres infecundas, cuya edad es más difícil de estimar, son desplazadas hacia una categoría central de edades. Esto, no obstante, sólo obedece a conjeturas.

Tabla 7

RAZONES P/F SEGUN UNA COMBINACION DE HIPOTESIS RESPECTO A LA
FECUNDIDAD Y PARIDEZ DE LAS MUJERES TRASLADADAS

Combinada con la hipótesis	Edades	Razón P/F según la hipótesis		
		(1) Fecundidad menor	(2) Fecundidad media	(3) Fecundidad superior
(A) Paridez inferior	15 - 19	1,00	1,74	2,80
	20 - 24	0,73	1,13	1,55
	25 - 29	0,73	0,94	1,09
	30 - 34	0,89	0,98	1,03
	35 - 44	1,15	1,19	1,21
(B) Paridez media	15 - 19	0,58	1,00	1,61
	20 - 24	0,50	0,77	1,06
	25 - 29	0,72	0,93	1,08
	30 - 34	0,97	1,07	1,12
	35 - 44	1,17	1,21	1,23
(C) Paridez superior	15 - 19	0,36	0,62	1,00
	20 - 24	0,39	0,59	0,82
	25 - 29	0,72	0,92	1,07
	30 - 34	1,01	1,11	1,17
	35 - 44	1,18	1,22	1,24



**CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA
CELADE**

Sede: J.M. Infante 9. Casilla 91. Teléfono 257806
Santiago (Chile)

Subsede: Ciudad Universitaria Rodrigo Facio
Apartado Postal 5249
San José (Costa Rica)